MCBC

Maladies chroniques et blessures au Canada

Volume 33 • numéro 2 • mars 2013

Dans ce volume

63 L'influence des matchs de hockey professionnel vus à la télévision sur les blessures des jeunes hockeyeurs

70 Quel est le niveau d'activité physique des enfants de Toronto? Analyse de données d'accélérométrie et comparaison avec l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé

80 Tendances concernant l'incidence du cancer, la mortalité par cancer et la survie au cancer au Canada entre 1970 et 2007

93 Perceptions par des patients atteints d'arthrite inflammatoire débutante de leur incapacité parentale, de leur stress parental et du comportement de leurs enfants

101 Surveillance populationnelle de l'asthme chez les travailleurs de Colombie-Britannique (Canada)

110 La mortalité par blessure non intentionnelle et ses causes externes au Canada entre 2001 et 2007

120 Note de synthèse – L'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé au Canada : Rapport de 2012 présenté par l'Agence de la santé publique du Canada

121 Gagnants des résumés du Congrès 2012 des étudiants de la Société canadienne d'épidémiologie et de biostatistique

Agence de la santé publique du Canada | Public Health Agency of Canada

Canada

Maladies chroniques
et blessures au Canada
une publication de l'Agence
de la santé publique du Canada

Comité de rédaction de MCBC

Howard Morrison, Ph. D.
Rédacteur scientifique en chef

Anne-Marie Ugnat, Ph. D.
Rédactrice scientifique en chef déléguée

Claire Infante-Rivard, M.D., Ph. D., FRCPC
Rédactrice scientifique adjointe

Barry Pless, C.M., M.D., FRCPC
Rédacteur scientifique adjoint

Elizabeth Kristjansson, Ph. D.
Rédactrice scientifique adjointe

Gavin McCormack, Ph. D.
Rédacteur scientifique adjoint

Michelle Tracy, M.A.
Gestionnaire de la rédaction
613-946-6963

Sylvain Desmarais, B.A., B. Ed.
Gestionnaire-adjoint de la rédaction

Lesley Doering, M.T.S.
Agence de la santé publique du Canada

Robert Geneau, Ph. D.
Centre de recherches pour le développement international

Brent Hagel, Ph. D.
University of Calgary

Isra Levy, M.B., FRCPC, FACPM
Santé publique Ottawa

Lesli Mitchell, M.A.
Centers for Disease Control and Prevention

Scott Patten, M.D., Ph. D., FRCPC
University of Calgary

Kerry Robinson, Ph. D.
Agence de la santé publique du Canada

Robert A. Spasoff, M.D.
Université d'Ottawa

Richard Stanwick, M.D., FRCPC, FAAP
Vancouver Island Health Authority

Ania Syrowatka, M. Sc.
Université McGill

Andreas T. Wielgosz, M.D., Ph. D., FRCPC
Agence de la santé publique du Canada

Russell Wilkins, M. Urb.
Statistique Canada

Maladies chroniques et blessures au Canada (MCBC) est une revue scientifique trimestrielle présentant des données probantes récentes sur la prévention et la lutte contre les maladies chroniques (c.-à-d. non transmissibles) et les traumatismes au Canada. Selon une formule unique et depuis 1980, la revue publie des articles soumis à une évaluation provenant des secteurs public et privé et rend compte de recherches effectuées dans des domaines tels que l'épidémiologie, la santé publique ou communautaire, la biostatistique, les sciences du comportement, et l'économie ou les services de la santé. Tous les articles de fond sont soumis à une évaluation par les pairs; les autres types d'articles ne le sont pas. Les auteurs demeurent responsables du contenu de leurs articles, et les opinions exprimées ne sont pas forcément celles du Comité de rédaction de MCBC, ni celles de l'Agence de la santé publique du Canada.

Maladies chroniques et blessures au Canada
Agence de la santé publique du Canada
785, avenue Carling,
Indice de l'adresse : 6806B
Ottawa (Ontario) K1A 0K9

Télécopieur : 613-941-2057
Courriel : cdic-mcbc@phac-aspc.gc.ca

Indexée dans Index Medicus/MEDLINE
SciSearch® et Journal Citation Reports/
Science Edition

Promouvoir et protéger la santé des Canadiens grâce au leadership, aux partenariats, à l'innovation et aux interventions en matière de santé publique — Agence de la santé publique du Canada

Publication autorisée par le ministre de la Santé.
© Sa Majesté la Reine du Chef du Canada, représentée par le ministre de la Santé, 2012
ISSN 1925-6531

On peut consulter cette publication par voie électronique dans le site Web www.santepublique.gc.ca/mcbc
Also available in English under the title: Chronic Diseases and Injuries in Canada

L'influence des matchs de hockey professionnel vus à la télévision sur les blessures des jeunes hockeyeurs

G. Keays, M. Sc. (1); B. Pless, M.D. (2)

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

Résumé

Introduction : La plupart des matchs de la Ligue nationale de hockey (LNH) télédiffusés comportent des mises en échec violentes, des coups illégaux et des altercations. Nous avons émis l'hypothèse que les joueurs des ligues de hockey mineur imitaient de tels comportements et que le fait de ne pas regarder ces matchs se traduirait par une réduction du taux de blessures chez les joueurs de hockey plus jeunes.

Méthodologie : En utilisant un modèle quasi expérimental, nous avons comparé sept ans de matchs de la LNH télédiffusés (2002–2009) avec l'année du lock-out de la LNH (2004–2005). Nous avons utilisé les données du Système canadien hospitalier d'information et de recherche en prévention des traumatismes (SCHIRPT) pour caractériser les blessures et déterminer si elles étaient attribuables à un contact intentionnel ou à des actes illégaux, ce qui inclut les altercations.

Résultats : Nous n'avons observé aucune différence significative entre les proportions de blessures tous types confondus et celles liées à un contact intentionnel, un acte violent ou un acte illégal chez les joueurs de sexe masculin des ligues de hockey mineur entre l'année où les joueurs professionnels ont été en lock-out et les années précédentes et suivantes.

Conclusion : Nous concluons que le fait de ne pas voir de matchs télédiffusés de la LNH comportant des scènes violentes pourrait ne pas se traduire par une réduction des blessures, même si un effet possible pourrait avoir été masqué puisque nous avons observé une augmentation marquée, durant le lock-out, du nombre de spectateurs aux matchs des ligues mineures professionnelles où la violence est tout aussi présente.

Mots-clés : adolescents, garçons, écoute de la télévision, violence, blessures sportives, hockey

Introduction

« Bien sûr qu'on essaie de faire comme eux. On les voit faire toutes sortes de choses sans jamais être punis. » Ainsi s'exprimait un jeune joueur de hockey de 12 ans interviewé à la télévision canadienne après la mise en échec dans un angle mort subie par la vedette de la Ligue nationale de hockey (LNH) Sidney Crosby, ce qui lui a valu une commotion cérébrale l'obligeant à rester à l'écart du jeu pendant près de onze mois. Le décès récent de plusieurs « bagarreurs » de la LNH, c'est-à-dire de joueurs dont le rôle principal est justement de se bagarrer, est venu alimenter le débat sur la violence dans le hockey.

L'influence des médias sur le comportement des téléspectateurs est au centre de controverses depuis les années 1950[1-3]. Ainsi, la question de savoir si le fait, pour les enfants, de voir des scènes violentes à la télévision a un effet négatif sur eux n'a toujours pas été tranchée. En 1975, Rothenberg a résumé 146 études en concluant que « la violence à l'écran avait pour effet de rendre les jeunes téléspectateurs plus agressifs »[4]. Toutefois, des rapports plus récents, dont plusieurs examens systématiques et méta-analyses, ont donné lieu à des conclusions divergentes, allant de l'absence d'effet[5] à une nocivité avérée[6-11]. Néanmoins, pour l'American Psychological Association[12] et l'American Academy of Pediatrics[13], la prépondérance de la preuve amène à conclure à des effets négatifs.

Si les scènes violentes à l'écran vues par les enfants prennent principalement la forme de dessins animés ou de films d'action, elles sont également très fréquentes dans de nombreuses émissions sportives. Le hockey sur glace, en particulier, a la réputation de faire autant appel à l'agression qu'à l'habileté du jeu. Cette discipline est à l'origine du taux le plus élevé de blessures sportives chez les garçons[14] et n'est devancée que par le football dans les premières causes de lésions médullaires graves[15]. Le degré de violence présent dans les matchs de hockey télédiffusés est saisissant : environ 40% des matchs de la LNH incluent au moins une altercation[16] et quelque 16% de toutes les blessures graves (c.-à-d. celles qui contraignent un joueur à quitter le jeu) ont pour origine des comportements ayant donné lieu à une pénalité ou à une suspension[17]. Dans les ligues de hockey mineur professionnel, considérées par plusieurs comme les plus violentes de ce sport, il est habituel d'assister à trois ou

Rattachement des auteurs :

1. Centre universitaire de santé McGill, Hôpital de Montréal pour enfants, Montréal (Québec), Canada
2. Départements de pédiatrie et d'épidémiologie et biostatistiques, Université McGill, Montréal (Québec), Canada

Correspondance : Glenn Keays, Centre universitaire de santé McGill, Hôpital de Montréal pour enfants, 2300, rue Tupper, bureau CB-27, Montréal (Québec) H3H 1P3; tél. : 514-412-4400 poste 23167; téléc. : 514-412-4477; courriel : glenn@keays.ca

quatre altercations par partie[18]. La mise en échec par l'arrière, une manœuvre généralement associée à des blessures graves, n'est devenue illégale qu'en 2000[19], alors que les coups délibérés visant la tête (« coups à la tête ») suscitent toujours la controverse[20]. À cause du caractère « macho » du hockey professionnel, le port du casque n'a été introduit qu'en 1979[21] et l'utilisation obligatoire de la visière continue d'être reportée[22]. Au hockey mineur, ces deux pièces d'équipement sont obligatoires depuis de nombreuses années.

Le comportement des enfants et des jeunes jouant dans les ligues de hockey mineur semble être influencé par les parties de la LNH qu'ils regardent à la télévision[23-27]. Une enquête a montré que 90 % des jeunes interrogés ont affirmé avoir appris « un comportement, une technique ou une habileté » en regardant les joueurs de hockey professionnels. De plus, 56 % ont déclaré avoir copié des tactiques de joueurs professionnels illégales au moins une fois pendant la saison de hockey en cours[28]. Une autre enquête a révélé que les joueurs de hockey des écoles secondaires qui avaient pour modèles des joueurs agressifs de la LNH étaient plus nombreux à commettre des agressions à l'égard d'autres joueurs pendant un match[29]. Plus récemment, dans un rapport commandé par le ministère des Sports de la Colombie-Britannique, on a noté que 27 % des 144 jeunes joueurs de hockey ayant participé à l'enquête avaient imité des coups illégaux portés par des joueurs de la LNH vus à la télévision[30].

Nous en avons conclu que nous pouvions raisonnablement formuler l'hypothèse selon laquelle le fait de *ne pas* regarder le hockey professionnel à la télévision était de nature à améliorer le comportement des joueurs plus jeunes, de sorte qu'il y ait moins de blessures. Pour mettre cette hypothèse à l'épreuve, nous avons tiré parti d'une expérience qui s'est déroulée dans des conditions naturelles : au cours de l'hiver 2004-2005, les propriétaires des équipes ont imposé un lock-out aux joueurs de la LNH durant un litige contractuel. En conséquence, exception faite des rediffusions d'anciens matchs de la LNH en avril 2005 et des matchs de championnat des ligues juniors à la fin du mois de mai, il n'y a pas eu de hockey à la télévision canadienne. Nous avons examiné si l'absence de hockey professionnel télévisé durant cette saison avait été associée à un taux de blessures moins élevé chez les joueurs des ligues mineures.

Méthodologie

Notre étude a porté exclusivement sur les garçons ayant joué au hockey dans des ligues de hockey mineur au Canada au cours de sept saisons successives, la première étant celle de 2002-2003. Les ligues de hockey mineur sont subdivisées en différents niveaux en fonction de l'âge des joueurs, à savoir Peewee, Bantam et Midget[31].

Nous n'avons pris en considération que les blessures survenues durant la saison régulière de la LNH. Nous avons obtenu des renseignements détaillés concernant les blessures dans le Système canadien hospitalier d'information et de recherche en prévention des traumatismes (SCHIRPT)[32,33]. Le SCHIRPT est un système de surveillance des blessures qui a été mis en œuvre dans 14 services hospitaliers d'urgence de sept provinces. Il recueille de l'information auprès des parents des patients (ou des patients s'ils sont plus âgés) au sujet des circonstances dans lesquelles la blessure est survenue, et contient des renseignements médicaux détaillés tels que la nature de la blessure, la partie du corps atteinte et le traitement dispensé.

Nous avons utilisé plusieurs définitions pour décrire la cause ou le mécanisme de la blessure. Au départ, nous avons comparé toutes les blessures aux « blessures liées à un contact», ce qui inclut tous les types de contact, qu'ils soient intentionnels ou pas. Ensuite, nous avons analysé deux types particuliers de contact. Le premier, les « blessures causées par un contact illégal », fait référence aux cas causés par un coup (ou un acte) illégal au sens de Hockey Canada[31]. Appartiennent à cette catégorie les actes suivants : coup de coude (lever le coude de manière à causer une blessure), double échec (le fait de se servir de la partie du bâton située entre les deux mains pour arrêter un adversaire par la force), mise en échec par derrière, plaquage contre la bande (mise en échec d'un adversaire sans défense de manière à le projeter violemment sur la bande), mise en échec à la tête, coup de genou (avancer le genou pour provoquer un contact avec l'adversaire), cinglage (action de frapper avec force un adversaire avec son bâton), faire trébucher (placer le bâton, le genou, le pied, le bras, la main ou le coude de manière à faire trébucher ou tomber l'adversaire), rudesse, ou tout acte de violence tel que bataille, altercation et coups de poing délibérés. La seconde catégorie, « blessures causées par des altercations », inclut toutes les blessures découlant de batailles, altercations et coups de poing délibérés.

Pour calculer les taux, nous avons obtenu de Hockey Canada, pour chaque année de l'étude, le nombre de garçons âgés de 11 à 17 ans inscrits dans chacune des ligues de hockey mineur et nous avons exprimé la proportion en nombre de blessures pour 1 000 joueurs de sexe masculin inscrits dans toutes les villes possédant un hôpital pédiatrique partenaire du SCHIRPT. Les intervalles de confiance des taux individuels et des proportions individuelles ont été calculés à l'aide du test de Poisson.

Résultats

Entre les mois de septembre et d'avril des années 2002 à 2009, le SCHIRPT fait état de 14 717 blessures au hockey chez les garçons de 11 à 17 ans. Parmi les blessés, 24 % étaient de niveau Peewee (11 à 12 ans), 39 %, de niveau Bantam (13 à 14 ans) et 37 %, de niveau Midget (15 à 17 ans). Pour la plupart des années, à chaque niveau, environ 70 % des blessures étaient liées à un contact. Pour tous les niveaux d'âge combinés, les taux pour 1 000 joueurs inscrits variaient entre 19,0 et 24,9 pour une blessure en général et entre 13,7 et 18,4 pour une blessure considérée comme liée à un contact (tableau 1). Toutefois, les données ne font ressortir aucune tendance au fil du temps et aucune preuve d'un changement marqué de la proportion de blessures durant l'année du lock-out par rapport aux années précédentes ou suivantes. Il en est de même lorsqu'on examine ces données par ligue ou par groupe d'âge.

TABLEAU 1

Taux approximatifs[a] de blessures au hockey, tous types de blessures et blessures liées au contact, par ligue (groupe d'âge) et par saison pour 1 000 joueurs des ligues de hockey mineur (11-17 ans), tous les centres SCHIRPT, Canada

Saison de hockey	Joueurs inscrits	Blessures de tous types			Blessures liées au contact		
	(n)	(n)	Taux pour 1 000 (IC à 95%)		(n)	Taux pour 1000 (IC à 95%)	
PEEWEE (11 à 12 ans)							
2002-2003	32 561	596	18,3	(16,9 à 19,8)	440	13,5	(12,3 à 14,8)
2003-2004	34 541	508	14,7	(13,5 à 16,0)	356	10,3	(9,3 à 11,4)
2004-2005	**32 339**	**492**	**15,2**	**(13,9 à 16,6)**	**362**	**11,2**	**(10,1 à 12,4)**
2005-2006	35 492	449	12,7	(11,5 à 13,9)	322	9,1	(8,1 à 10,1)
2006-2007	33 526	482	14,4	(13,1 à 15,7)	356	10,6	(9,6 à 11,8)
2007-2008	32 235	525	16,3	(14,9 à 17,7)	392	12,2	(11,0 à 13,4)
2008-2009	34 354	523	15,2	(14,0 à 16,6)	378	11,0	(9,9 à 12,2)
BANTAM (13 à 14 ans)							
2002-2003	30 116	939	31,2	(29,2 à 33,2)	682	22,6	(21,0 à 24,4)
2003-2004	30 448	861	28,3	(26,4 à 30,2)	624	20,5	(18,9 à 22,2)
2004-2005	**30 848**	**833**	**27,0**	**(25,2 à 28,9)**	**604**	**19,6**	**(18,1 à 21,2)**
2005-2006	33 332	761	22,8	(21,3 à 24,5)	558	16,7	(15,4 à 18,2)
2006-2007	31 249	731	23,4	(21,7 à 25,1)	535	17,1	(15,7 à 18,6)
2007-2008	30 049	754	25,1	(23,4 à 26,9)	558	18,6	(17,1 à 20,2)
2008-2009	32 978	854	25,9	(24,2 à 27,7)	619	18,8	(17,3 à 20,3)
MIDGET (15 à 17 ans)							
2002-2003	28 023	721	25,7	(23,9 à 27,7)	544	19,4	(17,8 à 21,1)
2003-2004	28 152	837	29,7	(27,8 à 31,8)	614	21,8	(20,1 à 23,6)
2004-2005	**28 597**	**738**	**25,8**	**(24,0 à 27,7)**	**562**	**19,7**	**(18,1 à 21,3)**
2005-2006	32 615	715	21,9	(20,4 à 23,6)	510	15,6	(14,3 à 17,0)
2006-2007	32 070	813	25,4	(23,7 à 27,1)	577	18,0	(16,6 à 19,5)
2007-2008	29 963	777	25,9	(24,2 à 27,8)	570	19,0	(17,5 à 20,6)
2008-2009	34 970	808	23,1	(21,6 à 24,7)	601	17,2	(15,9 à 18,6)
TOUS LES JOUEURS (11 à 17 ans)							
2002-2003	90 700	2 256	24,9	(23,9 à 25,9)	1 666	18,4	(17,5 à 19,3)
2003-2004	93 141	2 206	23,7	(22,7 à 24,7)	1 594	17,1	(16,3 à 18,0)
2004-2005	**91 784**	**2 063**	**22,5**	**(21,6 à 23,5)**	**1 528**	**16,6**	**(15,9 à 17,5)**
2005-2006	101 438	1 925	19,0	(18,2 à 19,9)	1 390	13,7	(13,0 à 14,5)
2006-2007	96 844	2 026	20,9	(20,1 à 21,9)	1 468	15,2	(14,4 à 16,0)
2007-2008	92 248	2 056	22,3	(21,4 à 23,3)	1 520	16,5	(15,7 à 17,4)
2008-2009	102 302	2 185	21,4	(20,5 à 22,3)	1 598	15,6	(14,9 à 16,4)

Sources : SCHIRPT[12]; Hockey Canada (http://www.hockeycanada.ca/index.php/ci_id/23952/la_id/2.htm.

Abréviations : LNH, Ligne nationale de hockey; SCHIRPT, Système canadien hospitalier d'information et de recherche en prévention des traumatismes.

Remarque : Pendant l'année 2004-2005 (en caractères gras), les propriétaires des équipes ont imposé un lock-out aux joueurs de la LNH dans le cadre d'un litige contractuel. En conséquence, exception faite des rediffusions des anciens matchs de la LNH en avril 2005 et des matchs de championnat des ligues juniors à la fin du mois de mai, il n'y a pas eu de hockey à la télévision canadienne.

[a] Les blessures traitées dans les services d'urgence des hôpitaux pédiatriques ne correspondent pas nécessairement aux données du dénominateur, qui concernent les joueurs inscrits. Par conséquent, les taux que nous avons utilisés ne sont pas de « véritables » taux, car les données des numérateurs et des dénominateurs proviennent de populations différentes.

Même si les différences ne sont pas statistiquement significatives, le tableau 2 indique une tendance constante en faveur d'un nombre légèrement supérieur de blessures découlant d'actes qui ont été jugés dangereux, c'est-à-dire intentionnels ou illégaux, durant l'année du lock-out.

La figure 1 montre le nombre de spectateurs des matchs des ligues de hockey mineur professionnel avant, pendant et après le lock-out. Nous pensions que, privés de matchs de la LNH à la télévision, les amateurs fervents compenseraient en regardant ces matchs, dont certains étaient télédiffusés. Cette figure indique clairement un pic du nombre de spectateurs à ces matchs durant le lock-out; ce que la figure ne révèle cependant pas, c'est que de l'avis de nombreuses personnes, les spectateurs regardent ces matchs en partie à cause de leur caractère

TABLEAU 2
Proportions des blessures attribuables à des actes illégaux et à des altercations durant les matchs de hockey organisés, par ligue de hockey mineur et par année, 2002-2003 à 2008-2009

Saison de hockey	Toutes les blessures	Blessures attribuables à des actes illégaux[a]		Blessures attribuables à des altercations[b]	
	(n)	%	(IC)	%	(IC)
PEEWEE (11 à 12 ans)					
2002-2003	596	22,5	(18,1 à 26,9)	0,5	(0,0 à 1,3)
2003-2004	508	16,7	(12,5 à 21,0)	0,2	(0,0 à 0,8)
2004-2005	**492**	**27,4**	**(22,3 à 32,7)**	**1,2**	**(0,0 à 2,5)**
2005-2006	449	25,4	(20,1 à 30,7)	0,4	(0,0 à 1,3)
2006-2007	482	21,8	(17,0 à 26,7)	0,2	(0,0 à 0,8)
2007-2008	525	26,5	(21,6 à 31,5)	0,6	(0,0 à 1,5)
2008-2009	523	22,9	(18,3 à 27,7)	0,2	(0,4 à 0,7)
BANTAM (13 à 14 ans)					
2002-2003	939	17,1	(14,0 à 20,4)	0,2	(0,0 à 0,7)
2003-2004	861	13,8	(10,8 à 16,9)	0,6	(0,0 à 1,3)
2004-2005	**833**	**18,7**	**(15,3 à 22,3)**	**1,0**	**(0,1 à 1,9)**
2005-2006	761	18,3	(14,7 à 21,9)	0,4	(0,0 à 1,0)
2006-2007	731	18,5	(14,8 à 22,2)	0,8	(0,0 à 1,7)
2007-2008	754	16,4	(13,0 à 20,0)	0,9	(0,1 à 1,9)
2008-2009	854	17,6	(14,3 à 21,0)	0,5	(0,0 à 1,1)
MIDGET (15 à 17 ans)					
2002-2003	721	17,2	(13,6 à 20,9)	1,9	(0,7 à 3,3)
2003-2004	837	19,5	(16,0 à 23,1)	1,9	(0,7 à 3,2)
2004-2005	**738**	**23,2**	**(19,2 à 27,2)**	**2,7**	**(1,2 à 4,3)**
2005-2006	715	19,3	(15,5 à 23,2)	1,3	(0,2 à 2,4)
2006-2007	813	17,2	(13,9 à 20,7)	1,6	(0,5 à 2,8)
2007-2008	777	19,9	(16,3 à 23,7)	2,1	(0,8 à 3,4)
2008-2009	808	19,3	(15,8 à 22,9)	1,6	(0,5 à 2,8)
TOUS LES JOUEURS (11 à 17 ans)					
2002-2003	2 256	18,6	(16,5 à 20,7)	0,8	(0,4 à 1,4)
2003-2004	2 206	16,6	(14,6 à 18,7)	1,0	(0,5 à 1,6)
2004-2005	**2 063**	**22,4**	**(20,1 à 24,8)**	**1,6**	**(1,0 à 2,4)**
2005-2006	1 925	20,3	(18,0 à 22,7)	0,7	(0,3 à 1,3)
2006-2007	2 026	18,8	(16,6 à 21,0)	1,0	(0,5 à 1,6)
2007-2008	2 056	20,3	(18,1 à 22,7)	1,3	(0,7 à 1,9)
2008-2009	2 185	19,5	(17,4 à 21,7)	0,8	(0,4 à 1,4)

Source : Système canadien hospitalier d'information et de recherche en prévention des traumatismes[12]; Hockey Canada (http://www.hockeycanada.ca/index.php/ci_id/23952/la_id/2.htm)

Abréviation : LNH, Ligue nationale de hockey.

Remarque : Pendant l'année 2004-2005 (en caractères gras), les propriétaires des équipes ont imposé un lock-out aux joueurs de la LNH dans le cadre d'un litige contractuel. En conséquence, exception faite des rediffusions des anciens matchs de la LNH en avril 2005 et des matchs de championnat des ligues juniors à la fin du mois de mai, il n'y a pas eu de hockey à la télévision canadienne.

[a] Actes illégaux : accrochage, faire trébucher, retenir le bâton, double échec, mise en échec par derrière, cinglage, donner du coude, placage sur la bande, mise en échec à la tête, coup de genou et rudesse.

[b] Batailles et altercations.

violent[34,35]. Les joueurs et les entraîneurs de ces équipes acceptent que les « fiers-à-bras » (hockeyeurs mettant l'accent sur l'intimidation et la violence) fassent partie de l'attrait exercé par les matchs[36,37].

Analyse

Le hockey professionnel est violent parce qu'il repose sur un jeu agressif. Dans *Violence and Sport*, Smith[28] définit l'agression comme étant « tout comportement ayant pour but de blesser psychologiquement ou physiquement une autre personne ». C'est une violence physique qui caractérise l'essentiel du hockey professionnel. Robidoux et Trudel[38] notent que « la mise en échec est un exemple de l'utilisation réglementée de la force physique pour obtenir un avantage [...] [et] mène sans conteste à une augmentation des blessures ». D'après plusieurs études antérieures, le fait pour les jeunes hockeyeurs d'observer le comportement des joueurs professionnels durant les matchs de hockey télévisés influence leur comportement[25,28,30,39,40]. Toutefois, contrairement à notre hypothèse de départ, nous n'avons relevé aucune différence systématique dans les taux de blessures de tous les types entre les saisons où les jeunes hockeyeurs ne regardaient *pas* les matchs de la LNH à la télévision et celles où ils les regardaient. Néanmoins, il demeure vraisemblable que les jeunes joueurs imitent les comportements violents qu'ils voient à la télévision, ce qui nous a amenés à essayer de d'interpréter nos résultats.

Une explication est que les comportements liés aux blessures chez les jeunes hockeyeurs sont si profondément ancrés que leur modification est peu probable après seulement une année passée sans le renforcement lié au fait de voir les joueurs professionnels en action. Une deuxième explication possible est que pour compenser, durant le lock-out, les jeunes joueurs ont assisté à un plus grand nombre de matchs des ligues de hockey mineur professionnel. Paradoxalement peut-être, ces matchs sont considérés comme étant plus violents que ceux de la LNH[34,37], et il est intéressant de souligner, comme le montre la figure 1, que le nombre de spectateurs à ces matchs a augmenté de manière frappante durant le lock-out[41,42]. Ainsi, l'exposition à la violence pourrait être restée la même pendant toute la période couverte par l'étude.

FIGURE 1
Nombre de spectateurs aux matchs de deux ligues de hockey mineur professionnel (North American Hockey League et American Hockey League) entre les saisons de hockey 2002-2003 et 2008-2009

Sources : www.theahl.com, www.lnah.com

Abréviation : LNH, Ligue nationale de hockey

Limites

Nous reconnaissons l'existence de plusieurs limites. Tout d'abord, les données du SCHIRPT ne constituent qu'une fraction de toutes les blessures subies au Canada, laquelle ne peut être considérée comme un échantillon véritable de ces blessures. Les blessures traitées dans les services d'urgence des hôpitaux pédiatriques ne correspondent pas nécessairement aux données du dénominateur, qui concernent les joueurs inscrits. Nous reconnaissons donc que les taux que nous utilisons ne sont pas de véritables taux, car les données des numérateurs et des dénominateurs proviennent de populations quelque peu différentes. Toutefois, ce sont les comparaisons relatives qui nous intéressent, et il n'existe aucune raison de croire que la relation a changé au cours de la période de l'étude.

Une seconde limite est que, bien souvent, les rapports du SCHIRPT ne comportent pas suffisamment de détails pour permettre de nous assurer qu'une blessure a bien été causée par un acte agressif ou illégal; par ailleurs, certaines données sont parfois manquantes. Toutefois, le codage des dossiers est centralisé et est effectué par des préposés qualifiés, et l'information sur la nature de la blessure et le niveau de traitement est généralement uniforme au fil du temps. Encore une fois, sauf s'il existe une raison de supposer un changement de ces variables avec le temps, nos comparaisons restent justifiées.

Troisièmement, nous n'avons pas tenté de vérifier que tous les sujets de notre étude avaient bel et bien regardé des matchs de la LNH à la télévision entre 2002 et 2008. Toutefois, la Canadian Broadcasting Corporation (CBC) a récemment annoncé que son émission *Hockey Night in Canada* occupait le premier rang des cotes d'écoute pour l'ensemble de ses émissions; elle estime que 78 % des Canadiens de 25 à 54 ans regardent les matchs de la LNH[43]. Si nous appliquons la même proportion à notre groupe cible d'adolescents de sexe masculin de 11 à 17 ans et vivant au Canada, tout en notant que les matchs de hockey de la LNH ont également été diffusés par d'autres chaînes de télévision que la CBC, nous pouvons raisonnablement supposer qu'au moins un million de garçons de ce groupe d'âge regardent régulièrement les matchs de la LNH. Compte tenu de la place importante occupée par le hockey dans la culture canadienne, il serait surprenant que la majorité des matchs mettant en présence des équipes locales ne soient pas également regardés. De plus, nous pensons raisonnable de présumer que, sauf pendant la saison du lock-out, durant laquelle il n'y avait aucun match à voir, la proportion de jeunes spectateurs est restée la même durant toute la période de l'étude.

Enfin, même si nous ne pouvons affirmer avec certitude que les jeunes hockeyeurs ont contribué à l'augmentation du nombre de spectateurs des matchs des ligues de hockey mineur professionnel durant le lock-out, il semble raisonnable de supposer que cela a été le cas. Toutefois, bien que le nombre de spectateurs ait connu une hausse significative, même en incluant des enfants et des adolescents, nous sommes encore loin du nombre d'enfants et d'adolescents qui regardent le hockey à la télévision.

Il convient de souligner que les données présentées dans le tableau 1 laissent entrevoir un faible déclin de ces blessures avec le temps, même si les différences ne sont pas significatives selon le test de tendance de Jonckheere (p = 0,099). Si elle s'avérait, cette évolution pourrait être le résultat soit du succès de différentes initiatives de prévention, soit d'une réduction de la propension à se rendre aux urgences en cas de blessure.

Conclusion

Malgré une hypothèse raisonnable, nous n'avons pas réussi à démontrer que le fait de ne pas voir les scènes violentes, si caractéristiques du hockey professionnel, avait un effet bénéfique sur le comportement des jeunes joueurs. Plus précisément, nous n'avons observé aucune différence significative dans les taux de blessures pendant une année où les joueurs de hockey professionnels étaient en lock-out et où il n'y a donc pas eu de retransmission télévisée de leurs matchs. Toutefois, l'effet pourrait avoir été en partie masqué par le fait d'assister, en revanche, à des matchs des ligues de hockey junior, où la violence est encore plus présente.

Remerciements

Nous remercions les administrateurs du SCHIRPT de nous avoir permis d'utiliser les données de leurs hôpitaux, et sommes redevables à Steven McFaull et à Robin Skinner, de Santé Canada, d'avoir mis les données du SCHIRPT à notre disposition.

Références

1. Maccoby EE. Television : its impact on school children. Public Opin Quart. 1951;15(3):421-4.

2. Bandura A, Walters RH. Social learning and personality development. New York : Holt, Rinehart and Winston; 1963.

3. Berkowitz L. Aggression : a social psychological analysis. New York : McGraw-Hill; 1962.

4. Rothenberg MB. Effect of television violence on children and youth. JAMA. 1975;234(10):1043–6.

5. Ferguson CJ. Media violence : miscast causality. Am Psychol. 2002;57(6–7):446–7.

6. Ybarra ML. Linkages between depressive symptomatology and Internet harassment among young regular Internet users. Cyberpsychol Behav. 2004;7(2):247–57.

7. Villani S. Impact of media on children and adolescents : a 10-year review of the research. J Am Acad Child Psychiatry. 2001;40(4):392–401.

8. Bar-on ME. The effects of television on child health : implications and recommendations. Arch Dis Child. 2000;83(4):289–292.

9. Browne KD, Hamilton-Giachritsis C. The influence of violent media on children and adolescents : a public-health approach. Lancet. 2005;365(9460):702–10.

10. Hopf WH, Huber GL, Weiß RH. Media violence and youth violence : a 2-year longitudinal study. J Media Psychol. 2008;20(3):79–96.

11. Huesmann LR, Taylor LD. The role of media violence in violent behavior. Annu Rev Publ Health. 2006;27:393–415.

12. McIntyre JJ; American Psychological Association. Testimony before the United States Senate Committee on Commerce, Science, and Transportation on the impact of media violence on children [Internet]. 2007 [consultation le 7 sept. 2011]. Consultable en ligne à la page : http://www.apa.org/about/gr/pi/advocacy/2007/mcintyre-media.aspx

13. Council on Communications and Media. From the American Academy of Pediatrics : policy statement–media violence. Pediatrics. 2009;124(5):1495–503.

14. Benson BW, Meeuwisse WH. Ice hockey injuries. Med Sport Sci. 2005;49:86–119.

15. Boden BP, Jarvis CG. Spinal injuries in sports. Neurol Clin. 2008;26(1):63–78.

16. Singer, DM. Hockey Fights [Internet]. [consultation le 7 sept. 2011]. Consultable en ligne à la page : http://www.hockeyfights.com

17. TSN. NHL injuries [Internet]. [consultation le 7 sept. 2011]. Consultable en ligne à la page : http://www.tsn.ca/nhl/injuries/

18. NHL fights [Internet]. [consultation le 7 sept. 2011]. Consultable en ligne à la page : http://dropyourgloves.com/Fights/LeagueFights.aspx?League=1

19. IIHF. IIHF Rule Book, 2010–2014 [Internet]. Zurich (CH) : International Ice Hockey Federation; 2010 [consultation le 7 sept. 2011]. Consultable en ligne à la page : http://www.iihf.com/iihf-home/sport/iihf-rule-book.html

20. Associated Press. NHL GMs form committee to study headshots [Internet]. Ottawa (Ont.) : The National Hockey League; 11 nov. 2009 [consultation le 7 sept. 2011]. Consultable en ligne à la page : http://www.nhl.com/ice/news.htm?id=505769

21. Duhatschek E. Should visors be mandatory in the NHL? [Internet]. Toronto (Ont.) : The Globe and Mail; 22 mars 2011 [consultation le 7 janv. 2012]. Consultable en ligne à la page : http://m.theglobeandmail.com/sports/hockey/globe-on-hockey/should-visors-be-mandatory-in-the-nhl/article1951461/?service=mobile.

22. Anderson D. Sports of the times; the great visor debate in hockey [Internet]. New York : The New York Times; 22 mars 2000 [consultation le 7 janv. 2012]; Consultable en ligne à la page : http://www.nytimes.com/2000/03/22/sports/sports-of-the-times-the-great-visor-debate-in-hockey.html.

23. Cusimano MD. Canadian minor hockey participants' knowledge about concussion. Can J Neurol Sci. 2009;36(3):315–20.

24. Gee CJ, Leith LM. Aggressive behavior in professional ice hockey : a cross-cultural comparison of North American and European born NHL players. Psychol Sport Exerc. 2007;8(4):567–83.

25. Nash JE, Lerner E. Learning from the pros : violence in youth hockey. Youth Soc. 1981;13(2):229–44.

26. Kerr JH. Book review : Aggression in the sports world : a social psychological perspective by Gordon W. Russell. International Journal of Sport Management and Marketing. 2009;5(4):477–8.

27. Smith MD. Violence and injuries in ice hockey. Clin J Sport Med. 1991;1(2):104–9.

28. Smith MD. Violence and sport. Toronto (Ont.) : Butterworths; 1983.

29. Smith MD. Significant others' influence on the assaultive behavior of young hockey players. Int Rev Sociol Sport. 1974;9(3):45–58.

30. Pascall B, White S. Eliminating violence in hockey : a report. [Victoria] (BC) : British Columbia, Ministry of Small Business, Tourism and Culture; 2000 May.

31. Hockey Canada. Articles, statuts, règlements, historique. Tels qu'adoptés à Ottawa, le 4 décembre 1914 et amendés jusqu'en juin 2009. En vigueur à compter de la saison 2009-2010 [Internet]. [Ottawa] : Hockey Canada; 2009 [consultation le 7 sept. 2011]. Consultable en ligne à la page : http://www.hockeycanada.ca/index.php/ci_id/66601/la_id/2.htm

32. Système canadien hospitalier d'information et de recherche en prévention des traumatismes (SCHIRPT) [Internet]. Ottawa (Ont.) : Agence de la santé publique du Canada; 2011 [consultation le 7 sept. 2011]. Consultable en ligne à la page : http://www.phac-aspc.gc.ca/injury-bles/chirpp/index-fra.php

33. Mackenzie SG, Pless IB. CHIRPP : Canada's principal injury surveillance program. Inj Prev. 1999;5(3):208–13.

34. Zhang JJ, Lam ETC, Connaughton EP, Bennett G, Pease DG, Pham UL et collab. Variables affecting spectator enjoyment of minor league hockey games. International Journal of Sport Management. 2004;5(2):1–26.

35. Andrew DPS, Koo G-Y, Hardin R, Greenwell TC. Analysing motives of minor league hockey fans : the introduction of violence as a spectator motive. International Journal of Sport Management and Marketing. 2009;5(1-2):73-89.

36. Andrijiw AM. Life after hockey : an examination of athletic career transition and the National Hockey League's career transition program. Thesis (M.A.). St. Catharines (Ont.) : Faculty of Applied Health Sciences, Brock University; 2010.

37. Conacher B. As the puck turns : a personal journey through the world of hockey. Mississauga (Ont.) : J. Wiley & Sons Canada; 2007.

38. Robidoux M, Trudel P. Hockey Canada and the bodychecking debate in minor hockey. In: David Whitson D, Gruneau R, (dir.). Artificial ice : hockey, culture, and commerce. Toronto (Ont.) : University of Toronto Press; 2006:101-22.

39. Reid SR, Losek JD. Factors associated with significant injuries in youth ice hockey players. Pediatr Emerg Care. 1999; 15(5):310-3.

40. Smith M. From professional to youth hockey violence : the role of the mass media. Dans: Gammon MAB, (dir.), Violence in Canada. Toronto (Ont.) : Methuen; 1978:269-81.

41. Latour G. La LNAH à l'heure des choix [Internet]. Hockey Zone Plus; 29 mars 2006 [consultation le 7 sept. 2011]. Consultable en ligne à la page : http://www.hockeyzoneplus.com/semipro/sp129_f.htm

42. American Hockey League. AHL attendance surpasses 7 million [Internet]. 22 mai 2005 [consultation le 7 sept. 2011]. Consultable en ligne à la page : http://theahl.com/ahl-attendance-surpasses-7-million-p136423

43. # 1 NHL broadcast in Canada! CBC report, 2012 [consultation le 28 mars 2012]. PDF (247 Ko) téléchargeable à partir du lien : http://www.cbc.ca/revenuegroup/images/HNIC%20-%20Fall%202011.pdf

Quel est le niveau d'activité physique des enfants de Toronto? Analyse de données d'accélérométrie et comparaison avec l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé

M. R. Stone, Ph. D. (1); G. E. Faulkner, Ph. D. (2); R. N. Buliung, Ph. D. (3)

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

Résumé

Introduction : L'Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS) est l'enquête directe sur les mesures de la santé la plus complète jamais réalisée au Canada. Ses résultats indiquent que la majorité des enfants et des jeunes (93 %) n'ont pas un niveau d'activité physique conforme aux recommandations actuelles en la matière pour une bonne santé. Comparer les données de l'ECMS à celles d'un autre échantillon de jeunes Canadiens, ce qui n'a pas encore était fait, pourrait confirmer les résultats de l'ECMS et alimenter la discussion sur les protocoles de réduction des données d'accélérométrie.

Méthodologie : En 2010 et 2011, des données d'accélérométrie valides ont été recueillies auprès de 856 enfants vivant dans la région du Grand Toronto (RGT). Dans la mesure du possible, nous avons harmonisé la présentation et l'analyse de ces données avec celles de l'ECMS de manière à pouvoir comparer les niveaux d'activité physique.

Résultats : Globalement, les tendances étaient similaires, avec quelques écarts dus probablement aux différences de contexte, d'échantillonnage et de protocoles de collecte et de réduction des données (choix du modèle d'accéléromètre, temps de port de ce dernier, seuils d'intensité de l'activité et intervalles de mesure).

Conclusion : Les tendances similaires observées confirment le constat selon lequel l'inactivité physique est un problème structurel à l'échelle du Canada.

Mots-clés : ActiGraph, accéléromètre, activité physique, comportement sédentaire, obésité, santé publique, jeunes, ECMS

Introduction

L'activité physique régulière chez l'enfant est associée à de nombreux bienfaits physiques, physiologiques et mentaux[1]. Selon les directives canadiennes en matière d'activité physique, les enfants et les adolescents âgés de 5 à 17 ans devraient cumuler au moins 60 minutes d'activité physique modérée à vigoureuse (APMV) chaque jour[2]. Selon certaines études, ils devraient également s'adonner à une activité physique vigoureuse (APV) au moins trois jours par semaine[2]. Si les autodéclarations et les données enregistrées par pédomètre ont permis de recueillir de l'information sur les tendances nationales en matière d'activité physique au fil du temps[3], les évaluations directes et objectives par accélérométrie à l'échelle nationale ont longtemps fait défaut.

En mars 2011 ont été publiées, dans le cadre de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS)[4], des données sur l'activité physique et le comportement sédentaire recueillies auprès d'un échantillon de 1 608 enfants et jeunes au Canada (809 garçons et 799 filles) représentatif de la population nationale. Un accéléromètre Actical (Phillips-Respironics, Oregon, États-Unis) a servi à enregistrer des données, minute par minute, pendant sept jours consécutifs. L'information a été extraite en conformité avec les décisions prises en matière de contrôle de la qualité et de réduction des données[5] ; elle a porté sur le temps pendant lequel, en général, les enfants et les jeunes sont sédentaires ou s'adonnent à une activité physique légère, modérée ou vigoureuse, sur le temps pendant lequel ils s'adonnent à une APMV, sur le nombre moyen de pas effectués chaque jour et sur le pourcentage d'enfants dont le niveau d'activité physique était conforme aux critères retenus. D'après les résultats, très peu d'enfants et de jeunes (7 %) avaient un niveau d'activité physique satisfaisant (les garçons étant plus nombreux que les filles à respecter les recommandations) et bon nombre d'entre eux étaient sédentaires pendant une partie importante de la journée (8,6 heures par jour en moyenne)[4].

L'ECMS est l'enquête directe sur les mesures de la santé la plus complète jamais réalisée au Canada. En plus de fournir des estimations nationales des niveaux d'activité physique, cette étude a également révélé une diminution du niveau de forme physique observée chez les jeunes Canadiens au cours des dernières décennies[6]. Ces données ont suscité beaucoup d'intérêt aussi bien de

Rattachement des auteurs :

1. School of Health and Human Performance, Dalhousie University, Halifax (Nouvelle-Écosse), Canada
2. Faculty of Kinesiology and Physical Education, University of Toronto, Toronto (Ontario), Canada
3. Department of Geography, University of Toronto Mississauga, Mississauga (Ontario), Canada

Correspondance : Michelle R. Stone, School of Health and Human Performance, Dalhousie University, 6230 South Street, Halifax (Nouvelle-Écosse) B3H 4R2; tél. : 902-494-1167; téléc. : 902-494-1084; courriel : michelle.stone@dal.ca

la part du public que de celui des médias. Elles ont également servi de point de départ au lancement de campagnes nationales (p. ex. ParticipACTION; www.participaction.com) visant à accroître, à l'échelle du Canada, le niveau d'activité physique chez les enfants et les jeunes. Une comparaison avec des données représentatives de la population des États-Unis[7] a mis en évidence des tendances similaires en matière d'activité physique et de comportement sédentaire, malgré certaines différences entre les deux ensembles de données tenant au contexte, à l'échantillonnage et à la méthodologie. Toutefois, à notre connaissance, les données de l'ECMS n'ont jamais été comparées à celles obtenues auprès d'un autre échantillon d'enfants et de jeunes au Canada. Il est pourtant pertinent d'en vérifier l'exactitude dans un autre contexte, compte tenu de la large diffusion des constatations de l'ECMS et des répercussions de celles-ci sur la recherche, les politiques et les pratiques partout au Canada.

Cette étude vise à présenter, dans un format comparable à celui des résultats de l'ECMS, les données d'accélérométrie d'une autre étude, le projet BEAT, et à analyser les points communs et les divergences entre les deux ensembles de données.

Méthodologie

Source des données

Le projet BEAT (Built Environment and Active Transport; www.beat.utoronto.ca) est une étude à grande échelle, multidisciplinaire et à méthode mixte, qui examine l'influence du milieu bâti sur le moyen de transport emprunté par les élèves d'école primaire pour se rendre à l'école à Toronto (Ontario). En janvier 2010, les 469 écoles primaires du Conseil scolaire du district de Toronto ayant des élèves de 5e et de 6e année ont reçu une invitation à participer à l'étude. Parmi les 40 écoles intéressées (sur les 54 écoles ayant répondu, soit un taux de réponse de 11,5 %), 16 ont été sélectionnées en raison de leurs caractéristiques spécifiques sur le plan de la forme bâtie (tracé des rues en boucles de type banlieue ou en quadrilatères de type centre-ville) et du statut socio-économique (SSE) (ménages à faible revenu et à revenu élevé, par référence au revenu médian des ménages du Recensement du Canada de 2006). Les ménages de la moitié des écoles participant à l'étude étaient caractérisés par un faible SSE et ceux de l'autre moitié par un SSE élevé. Nous avons obtenu le consentement des conseils scolaires, des écoles, des parents et des élèves participant à l'étude. La participation des élèves était non rémunérée. Le Conseil scolaire du district de Toronto et le Comité d'éthique de la recherche de l'Université de Toronto ont donné leur approbation quant au volet éthique du projet.

Participants

Sur les 1 704 élèves inscrits en 5e et 6e année dans les 16 écoles participantes, 1 027 (60,3 %; 478 garçons et 549 filles) ont répondu au questionnaire sur les habitudes de déplacement. Leur consentement à participer à l'étude a été donné par leurs parents ou leurs tuteurs, le refus du parent ou de l'élève entraînant une absence de réponse. Avant la collecte de données, les enfants ont rempli un autre formulaire de consentement (n = 1 001, 26 élèves étant absents lors de la collecte des données). Nous avons mesuré leur taille et leur poids pour calculer leur indice de masse corporelle (IMC) et nous avons recueilli des données sur leur activité physique à l'aide d'un accéléromètre. Pour que ses données soient incluses dans l'analyse, chaque enfant devait porter un accéléromètre pendant au moins 10 heures, au moins trois jours de semaine et un jour de fin de semaine. Une chaîne de zéros consécutifs pendant 30 minutes a été considérée comme une période d'absence de port de l'accéléromètre ou comme une période de sommeil; ces périodes (observées pour la plupart durant le sommeil) n'ont donc pas été prises en compte dans les analyses. Nous avons évalué les données peu plausibles sur le plan biologique afin de déterminer si les dossiers devaient être inclus dans les analyses finales. Sur les 1 001 enfants ayant porté un accéléromètre, 95,8 % ont présenté au moins une journée de données valides et 85,5 % (856; 389 garçons et 467 filles) ont présenté au moins trois journées de semaine et une journée de fin de semaine de données valides (tableau 1). Ce sont ces derniers (n = 856; âge moyen [écart-type] 11,1 [0,6] ans) qui font l'objet des analyses présentées ici. Le taux de réponse final (856/1 704 = 50,2 %) est comparable à celui obtenu dans d'autres études nécessitant un consentement actif menées auprès d'élèves d'écoles primaires canadiennes[8]. Nous avons ensuite classé les participants selon trois catégories d'IMC (poids normal, embonpoint, obésité) en utilisant les seuils fournis en fonction de l'âge et du sexe par l'International Obesity Task Force[9] (tableau 2).

Mesure de l'activité physique et de l'activité sédentaire

L'activité physique des enfants a été mesurée pendant sept jours à l'aide d'un accéléromètre (ActiGraph GT1M, Pensacola, Floride, États-Unis). Les appareils de la série ActiGraph sont les plus utilisés dans ce domaine, et leur validation chez l'enfant a donné des résultats moyens à bons[10]. Avant de collecter les données, nous avons évalué la variabilité intra-unité et inter-unités des 120 moniteurs ActiGraph à l'aide d'un protocole d'exercice sur tapis roulant normalisé. Les coefficients de variation se situaient à l'intérieur des limites acceptables[11,12].

Nous avons opté pour un intervalle d'enregistrement de cinq secondes afin de pouvoir capter les transitions rapides de l'activité caractéristiques des enfants et liées aux effets sur la santé[13]. Nous avons demandé aux enfants de porter régulièrement leur accéléromètre et de le retirer uniquement pour s'adonner à des activités aquatiques. Les moniteurs ont été initialisés de manière à ce que la collecte des données commence à midi (12 h) le jour de leur remise aux participants. Nous avons exclu le premier jour de l'analyse des données afin de contrôler les effets de la réactivité des participants et parce que les moniteurs avaient été remis à la mi-journée. La collecte des données s'est déroulée pendant les périodes scolaires du printemps-été (avril à juin) et de l'automne (septembre à décembre) pour limiter l'effet saisonnier.

TABLEAU 1
Distribution des participants du projet BEAT et de ceux de l'ECMS en fonction du nombre de jours valides de port de l'accéléromètre (10 heures de port ou plus), par groupe d'âge et par sexe

Étude, groupe d'âge	Nombre de jours valides de port d'accéléromètre (%)									
	0[a]	1	2	3	4	5	6	7	Au moins 1	Au moins 4[b]
Projet BEAT										
10 à 12 ans										
Total	4,2	1,8	1,6	6,9	2,1	7,9	21,9	53,6	95,8	85,5
Garçons	4,1	2,6	1,7	7,6	1,7	8,4	20,5	53,3	95,9	84,0
Filles	4,3	1,1	1,5	6,3	2,6	7,4	23,0	53,9	95,7	86,8
ECMS										
Total[c]	4,6	2,9	3,6	4,1	8,2	12,7	24,0	39,8	95,4	84,7
6 à 10 ans										
Garçons	2,7	2,4	3,2	1,5	6,4	11,5	24,7	47,7	97,3	90,2
Filles	4,2	2,4	2,1	1,8	6,6	13,4	23,1	47,4	95,8	89,5
11 à 14 ans										
Garçons	4,4	2,0	1,7	5,1	6,4	11,9	30,5	38,0	95,6	86,8
Filles	3,2	2,8	3,6	2,1	7,8	12,1	23,1	45,2	96,8	88,3

Sources : Projet Built Environment and Active Transport (BEAT) (2010-2011); Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS) 2007-2009[9].

Abréviations : BEAT, Built Environment and Active Transport; ECMS, Enquête canadienne sur les mesures de la santé.

[a] Ont accepté de porter un accéléromètre, mais ont remis le moniteur sans données valides (port invalide ou mauvais fonctionnement du moniteur).

[b] Trois journées de semaine et une journée de fin de semaine.

[c] Le total inclut un groupe d'âge additionnel (15 à 19 ans) faisant partie de l'échantillon de l'ECMS. Les autres valeurs du tableau représentent les résultats pour les enfants des groupes des 6 à 10 ans et des 11 à 14 ans, conformément aux caractéristiques démographiques de l'échantillon du projet BEAT (âge 10 à 12 ans).

TABLEAU 2
Caractéristiques descriptives des participants du projet BEAT et de l'ECMS, par groupe d'âge et par sexe

Caractéristiques	Projet BEAT		Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS)			
	10 à 12 ans		6 à 10 ans		11 à 14 ans	
	Garçons	Filles	Garçons	Filles	Garçons	Filles
Taille de l'échantillon (n)	389	467	369	340	256	248
Âge moyen (ans)	11,0	11,1	8,2	8,1	12,5	12,3
Taille moyenne (cm)	147,2	147,5	133,9	131,6	158,9	156,9
Poids moyen (kg)	42,3[a]	40,9	32,5	29,9	52,1	50,6
IMC moyen (kg/m^2)	19,3[a]	18,6	17,8	17,0	20,3	20,4
Catégorie d'IMC (%)[b]						
Normal	67,4[a]	73,9	74,4	82,5	72,5	70,5
Embonpoint	21,9	21,6	17,1[a]	12,6[a]	21,5	23,0[a]
Obésité	10,8[a]	4,5	8,1[a]	4,9[a]	6,0[a]	6,5[a]

Sources : Projet Built Environment and Active Transport (BEAT) (2010-2011); Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS) 2007-2009[9].

Abréviations : BEAT, Built Environment and Active Transport; ECMS, Enquête canadienne sur les mesures de la santé; IMC, indice de masse corporelle.

[a] Significativement différent de l'estimation pour les filles ($p < 0,05$).

[b] Classification de l'International Obesity Task Force[9].

[c] À utiliser avec circonspection.

Le temps passé à différents niveaux d'intensité de mouvement (sédentaire, léger, modéré, vigoureux et très vigoureux) a été classé selon des seuils chez l'enfant déjà publiés[14], ce qui a permis de déterminer le nombre de minutes cumulées consacrées à l'activité sédentaire, à l'activité physique d'intensités légère, modérée, vigoureuse et très vigoureuse, et à l'APMV. Nous avons calculé le pourcentage de temps consacré à l'activité sédentaire, à l'activité d'intensité légère et à l'APMV à partir du temps de port du moniteur (nous ne présentons pas le pourcentage de temps consacré à l'activité d'intensité très vigoureuse, puisque celui-ci était inférieur à 1 %). Nous avons étudié la proportion d'enfants ayant atteint différentes cibles en matière d'activité physique, comme dans les analyses de l'ECMS. Par exemple, les lignes directrices canadiennes en matière d'activité physique et celles de l'Organisation mondiale de la Santé (OMS) recommandent 60 minutes d'APMV chaque jour[2,15]. Nous avons considéré cet objectif atteint lorsque la probabilité de cumuler au moins 60 minutes d'APMV était réalisée au moins six jours par semaine, comme dans les analyses de l'ECMS. Nous avons également calculé la probabilité de cumuler 30 minutes ou plus, 60 minutes ou plus et 90 minutes ou plus d'APMV sur au moins un jour, au moins deux jours, au moins trois jours, au moins quatre jours, au moins cinq jours ou au moins six jours. Enfin, nous avons calculé la probabilité de cumuler une période d'APV (pour 5 minutes ou plus, 10 minutes ou plus et 20 minutes ou plus) sur au moins un, deux, trois, quatre, cinq ou six jours de la semaine. Nous avons attribué une activité minimale aux jours manquants.

Analyses statistiques

Toutes les analyses ont été effectuées à l'aide du logiciel SPSS, version 19.0 pour Windows (IBM, Armonk, New York, États-Unis) et ont été fondées sur les données des participants ayant cumulé au moins quatre journées valides. Les comparaisons de niveau et de durée d'activité physique ont été faites, comme pour l'ECMS, en fonction du sexe et de la catégorie de poids (poids normal, embonpoint et obésité)[9], à l'aide d'un modèle

mixte d'analyse de variance avec comparaisons deux à deux. La signification statistique des écarts entre les estimations a été testée ($p < 0,05$).

Résultats

Caractéristiques des participants

Le tableau 1 offre une comparaison du temps de port de l'accéléromètre par groupe d'âge et par sexe entre les deux études. Le tableau 2 présente les caractéristiques (distribution selon le sexe, âge moyen, taille, poids et IMC) des participants du projet BEAT et de l'ECMS.

Heures consacrées à une activité sédentaire ou légère

Dans le cadre du projet BEAT, nous avons recueilli en moyenne 16,7 heures par jour de données valides obtenues par accélérométrie. Les enfants ont consacré en moyenne 13,3 heures (79,6 % du temps validé) à une activité de niveau sédentaire (790 minutes pour les garçons, 802 minutes pour les filles; tableau 3). C'est un pourcentage de près de 20 % plus élevé que celui calculé par Colley et collab.[4] (62 %) à partir des données de l'ECMS de 2007 à 2009. Le temps consacré à une activité de niveau sédentaire n'a varié ni fonction du sexe, ni en fonction de la catégorie de poids, comme dans l'ECMS. Alors que dans l'ensemble de données de l'ECMS des différences entre les sexes en fonction de la catégorie de poids ont été observées (les garçons de poids normal étant significativement moins sédentaires que les filles de poids normal, $p < 0,05$), aucune relation de cet ordre n'a pas été mise en évidence dans le projet BEAT. Les participants du projet BEAT ont consacré en moyenne 2,9 heures de leur journée (17,4 % du temps de port) à une activité d'intensité légère (comparativement à 4 heures dans l'étude de Colley et collab.[4]). C'est uniquement dans le projet BEAT que sont apparues des différences entre les sexes sur le plan de l'activité d'intensité légère cumulée, les garçons consacrant en moyenne 20 minutes d'activité d'intensité légère de plus par jour que les filles ($p < 0,05$, tableau 3). Dans les deux ensembles de données, les enfants considérés comme faisant de l'embonpoint ou comme obèses ont consacré autant de temps à une activité d'intensité légère quotidienne que les enfants de poids normal.

TABLEAU 3
Nombre moyen quotidien de minutes d'activité (à différents niveaux d'intensité) des participants du projet BEAT et de l'ECMS par sexe, groupe d'âge et catégorie d'IMC

Étude, sexe, groupe d'âge, catégorie d'IMC	Intensité de l'activité, nombre moyen de minutes/jour					APMV
	Sédentaire	Légère	Modérée	Vigoureuse	Très vigoureuse	
Projet BEAT						
Garçons						
10 à 12 ans	790	185[c]	27[c]	7[c]	1	35[c]
Catégorie d'IMC						
Poids normal[b]	786	185[c]	29[c]	8[c]	1	38[c]
Embonpoint	796	184	25[c]	6[c]	< 1	32[c]
Obésité	800	186	21[c]	4[c]	< 1	26[c]
Filles						
10 à 12 ans	802	165	16	5	< 1	21
Catégorie d'IMC						
Poids normal[b]	799	165	19	5	1	25
Embonpoint	808	163	16[c]	4[c]	< 1[c]	21[c]
Obésité	830	174	16	3[c]	< 1[c]	20[c]
ECMS						
Garçons						
6 à 10 ans[d]	445	298	67[c]	2	–	69[c]
11 à 14 ans	524[c]	252[c]	58[c]	2	–	59[c]
Catégorie d'IMC[e]						
Poids normal[b]	500[c]	262	64[c]	2	–	65[c]
Embonpoint	529	260	50[c]	1[c]	–	51[c]
Obésité	536	248	43[c]	< 1[c]	–	44[c]
Filles						
6 à 10 ans[d]	446	306	56	2	–	58
11 à 14 ans	537[c]	250[c]	46[c]	2[c]	–	47[c]
Catégorie d'IMC[e]						
Poids normal[b]	534	249	46	2	–	48
Embonpoint	535	262	43	1[c]	–	44
Obésité	544	263	47	< 3	–	48

Sources : Projet Built Environment and Active Transport (BEAT) (2010-2011); Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS) 2007-2009[4].

Abréviations : APMV, activité physique modérée à vigoureuse; BEAT, Built Environment and Active Transport; ECMS, Enquête canadienne sur les mesures de la santé; IMC, indice de masse corporelle.

[a] Significativement différent de l'estimation pour les filles ($p < 0,05$).

[b] Catégorie de référence; classification de l'International Obesity Task Force[3].

[c] Significativement différent de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$).

[d] Inclut un groupe d'âge additionnel (15 à 19 ans) faisant partie de l'échantillon de l'ECMS. Les autres valeurs du tableau représentent les résultats pour les enfants des groupes des 6 à 10 ans et des 11 à 14 ans, conformément aux caractéristiques démographiques de l'échantillon du projet BEAT (âge 10 à 12 ans).

[e] À utiliser avec circonspection.

Activité physique modérée à vigoureuse (APMV) et vigoureuse

Les garçons ont consacré à peine plus de la moitié du temps recommandé par jour à

une APMV (35 minutes), et les filles seulement 24 minutes par jour, des chiffres inférieurs à ceux calculés par Colley et collab.[4] à partir des données de l'ECMS (moyennes respectives de 61 et 47 minutes), mais similaires sur le plan des différences entre les sexes. Dans le projet BEAT, les garçons considérés comme faisant de l'embonpoint ou obèses ont cumulé moins de temps d'APMV (32 et 26 minutes par jour, respectivement) que les garçons de poids normal (38 minutes), comme dans l'ECMS. À la différence de l'ECMS, ce gradient a également été observé chez les filles : celles qui étaient considérées comme faisant de l'embonpoint ou obèses ont cumulé quatre à cinq minutes de moins d'APMV par jour que les filles de poids normal (tableau 3).

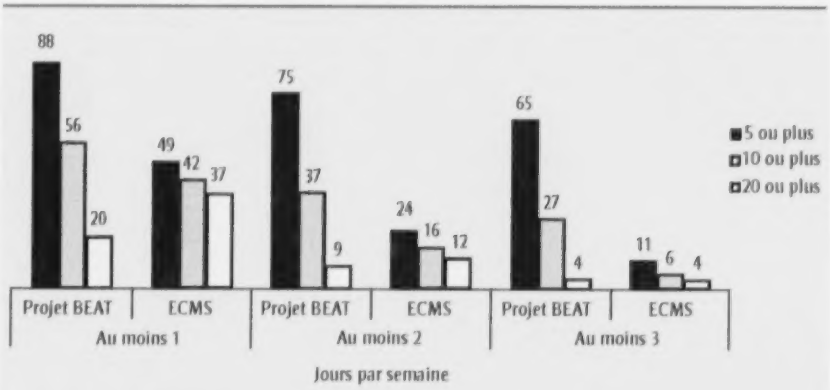
Les ensembles de données du projet BEAT et de l'ECMS ont tous deux révélé que la grande majorité de l'APMV est cumulée à une intensité modérée (80 % et 97 % respectivement). Environ 4,3 % des enfants du projet BEAT ont consacré 20 minutes ou plus à une APV pendant au moins trois jours par semaine, un résultat tout à fait comparable à celui de l'ECMS (4 %) (figure 1)*. Les données du projet BEAT font ressortir une proportion significativement plus élevée de garçons que de filles atteignant cette cible (7,1 % et 1,9 %, respectivement; $p < 0,05$); dans la cohorte de l'ECMS, aucune comparaison entre les sexes n'a été faite. Un peu plus du quart des enfants du projet BEAT (27,1 %) ont cumulé 10 minutes ou plus d'APV pendant au moins trois jours de la semaine (35,1 % des garçons et 20,4 % des filles; $p < 0,05$). Près des deux tiers des enfants (64,7 %) ont cumulé cinq minutes ou plus d'APV pendant au moins trois jours de la semaine (72,8 % des garçons et 57,9 % des filles; $p < 0,05$), des chiffres qui sont, toutes proportions gardées, supérieurs à ceux observés dans l'ECMS (figure 1).

Si la grande majorité des enfants des deux ensembles de données ont obtenu des résultats non conformes aux recommandations en vigueur en matière d'activité physique, qui préconisent 60 minutes ou plus d'APMV au moins six jours par semaine, la proportion de ceux qui s'y conformaient était plus faible dans le projet BEAT (moins de 1 %; 0,5 % des garçons, aucune fille) que dans l'ECMS (6,7 % des enfants; 9,0 % des garçons, 4,1 % des filles) (tableau 4). Dans le projet BEAT, la différence de proportion entre les enfants qui se conformaient aux lignes directrices pendant au moins trois jours par semaine et ceux qui s'y conformaient au moins six jours par semaine était beaucoup plus marquée pour les garçons que pour les filles (augmentation de respectivement 13,3 % et de 2,1 %; figure 2); une constatation similaire a été faite dans l'ECMS.

Dans les deux ensembles de données, un pourcentage considérablement plus élevé d'enfants a réussi à consacrer 30 minutes par jour à une APMV (tableau 4). Dans le projet BEAT, 22,6 % des garçons et 5,4 % des filles l'ont fait pendant au moins six jours par semaine, dans l'ECMS, 29,0 % et 21,3 %. La majorité des garçons du projet BEAT (71,8 %) ont cumulé 30 minutes d'APMV pendant au moins trois jours par semaine, dans l'ECMS aussi (82,6 %). Cependant, seules 36,9 % des filles ont atteint cette cible, à la différence de l'ECMS (où 72,6 % l'ont fait). Un peu plus de la moitié (52,6 %) des filles du projet BEAT sont parvenues à cumuler 30 minutes d'APMV pendant deux jours de semaine ou plus.

Aucun enfant du projet BEAT (et moins de 2 % dans l'ECMS) n'a consacré 90 minutes ou plus d'APMV pendant au moins six jours de la semaine (tableau 4). Dans le projet BEAT, 2 % seulement des enfants ont satisfait à ce critère pendant au moins deux jours de la semaine (3,3 % des garçons, 0,9 % des filles; $p < 0,05$). La proportion d'enfants monte à 16,8 % pour le respect de ce critère au moins un jour de la semaine, avec environ 10 % de plus de garçons que de filles dans cette catégorie (respectivement 22,3 % et 12,3 %; $p < 0,05$), une augmentation beaucoup plus faible que celle observée dans l'ensemble de données de l'ECMS (60 %).

FIGURE 1
Pourcentage de participants du projet BEAT (âgés de 10 à 12 ans) et de participants de l'ECMS (âgés de 6 à 19 ans) ayant consacré 5 minutes ou plus, 10 minutes ou plus ou 20 minutes ou plus par jour à une activité physique vigoureuse, selon le nombre de jours par semaine concernés



Sources : Projet Built Environment and Active Transport (BEAT) (2010-2011); Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS) 2007-2009[4].

Analyse

À notre connaissance, il s'agit de la première tentative de comparaison entre l'activité physique mesurée par accélérométrie dans un échantillon de grande taille et les résultats de l'ensemble de données représentatif de la population canadienne de l'ECMS (n = 1 608)[4]. Dans l'ensemble, les résultats étaient globalement comparables (autrement dit, des tendances

* Les résultats de l'ECMS présentés à la figure 1 portent sur des enfants et des jeunes âgés de 6 à 19 ans, alors que ceux du projet BEAT concernent des enfants âgés de 10 à 12 ans.

TABLEAU 4
Pourcentage de participants du projet BEAT (âgés de 10 à 12 ans) et de participants de l'ECMS (âgés de 6 à 19 ans) respectant certains critères d'activité physique

	Nombre de jours actifs sur 7 en %						
Minutes d'APMV	**0,0**	**Au moins 1**	**Au moins 2**	**Au moins 3**	**Au moins 4**	**Au moins 5**	**Au moins 6**
Projet BEAT							
30 ou plus							
Total	22,0	78,0	65,2	52,8	40,9	25,0	13,2
Garçons	11,0*	89,0*	80,3*	71,8*	59,5*	39,2*	22,6*
Filles	31,1	68,9	52,6	36,9	25,3	13,1	5,4
60 ou plus							
Total	66,0	34,0	15,4	7,5	3,4	1,4	0,2
Garçons	51,0*	49,0*	26,2*	13,8*	6,2*	2,8*	0,5
Filles	78,5	21,5	6,4	2,1	1,1	0,2	0,0
90 ou plus							
Total	83,2	16,8	2,0	0,4	0,1	0,0	0,0
Garçons	77,7*	22,3*	3,3*	0,5	0,3	0,0	0,0
Filles	87,7	12,3	0,9	0,2	0,0	0,0	0,0
ECMS							
30 ou plus							
Total	5,1	94,9	87,6	77,7	64,5	47,1	25,3
Garçons	3,3	96,7*	91,1*	82,6*	70,1*	52,6*	29,0*
Filles	6,9	93,1	83,9	72,6	58,4	41,2	21,3
60 ou plus							
Total	20,2	79,8	61,3	44,4	29,3	16,6	6,7
Garçons	14,8	85,2*	69,5*	52,9*	36,4*	21,5*	9,0*
Filles	26,1	73,9	52,6	35,4	21,7	11,3	4,1[E]
90 ou plus							
Total	40,9	59,8	35,1	20,1	10,7	5,0*	1,7*
Garçons	33,7	66,3*	42,5*	26,0*	14,7*	7,1[E]	2,5[E]
Filles	47,1	52,9	27,3	13,7	6,5[E]	2,7*	< 2

Sources : Projet Built Environment and Active Transport (BEAT) (2010-2011); Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS) 2007-2009[4].

Abréviations : APMV, activité physique modérée à vigoureuse; BEAT, Built Environment and Active Transport; ECMS, Enquête canadienne sur les mesures de la santé.

* Significativement différent de l'estimation pour les filles ($p < 0,05$).

[E] À utiliser avec circonspection.

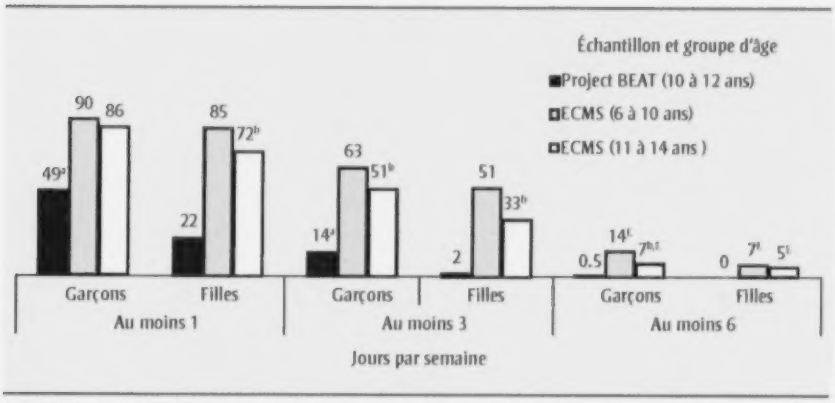
similaires ont été observées), exception faite de quelques écarts dus probablement à des différences imputables aux protocoles de collecte et de réduction des données et aux caractéristiques des échantillons.

Les atouts de notre étude sont la taille importante de son échantillon (856 enfants) et l'utilisation d'une mesure objective de l'activité physique, ce qui a permis d'explorer plusieurs facettes des comportements en lien avec l'activité physique. En particulier, notre collecte de données sur l'activité physique à fréquence élevée s'est bien prêtée à la mesure du comportement des enfants dans ce domaine[13]. De plus, un nombre relativement peu élevé de participants ont été exclus en raison d'un port d'accéléromètre invalide (moins de 15 %).

Les limites les plus importantes de cette étude relèvent plutôt de différences tenant au contexte, à l'échantillonnage et à la méthodologie entre les deux ensembles de données, ce qui a rendu difficile les comparaisons directes. Citons l'étroitesse des intervalles d'âge, des enfants de l'échantillon du projet BEAT et le fait qu'ils habitaient tous un quartier de Toronto, caractéristiques distinctes de l'échantillon de l'ECMS et qui interdisent toute généralisation. L'absence de protocole normalisé dans les mesures d'accélérométrie constitue également, de manière générale, une limite à la comparaison des données entre études.

Malgré ces différences, les tendances générales observées dans les deux études sont similaires, à savoir que très peu d'enfants (moins de 10 %) ont une activité physique quotidienne suffisante pour que celle-ci soit bénéfique pour leur santé et que trop d'enfants ont pendant une partie importante de la journée une activité sédentaire.

FIGURE 2
Pourcentage de participants du projet BEAT (âgés de 10 à 12 ans) et de participants de l'ECMS (âgés de 6 à 10 ans et de 11 à 14 ans) ayant consacré 60 minutes ou plus à une activité physique modérée à vigoureuse, selon le nombre de jours par semaine concernés et selon le sexe



Sources : Projet Built Environment and Active Transport (BEAT) (2010-2011); Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS) 2007-2009[4].

[a]Significativement différent de l'estimation pour les filles ($p < 0,05$), projet BEAT.

[b]Significativement différent de l'estimation pour les 6 à 10 ans du même sexe ($p < 0,05$), ECMS.

[c]À utiliser avec circonspection.

Les directives canadiennes en matière d'activité physique pour les enfants et les jeunes (qui concordent avec les *Recommandations mondiales sur l'activité physique pour la santé* de l'Organisation mondiale de la Santé[15]) encouragent les enfants et les jeunes à consacrer chaque jour au moins 60 minutes à l'APMV[2]. Selon les données de l'ECMS, 7 % des enfants seulement ont un niveau d'activité conforme à ces recommandations, cette proportion étant encore plus faible (moins de 1 %) dans le projet BEAT. En fait, aucune fille participant au projet BEAT n'est parvenue à cumuler au moins 60 minutes d'APMV chaque jour de la semaine. Une observation tout aussi préoccupante est le fait que 13,2 % seulement des enfants du projet BEAT ont réussi à consacrer ne serait-ce que 30 minutes à une APMV pendant au moins six jours de la semaine, une proportion inférieure aux 25,3 % observés dans l'ECMS. Les données tant du projet BEAT que de l'ECMS indiquent que les enfants et les jeunes consacrent finalement l'essentiel de leurs journées (de 62 à 80 %) à une activité sédentaire.

Comparaison des méthodes d'accélérométrie de l'ECMS et celles du projet BEAT

Les proportions de participants se conformant aux recommandations sur l'activité physique ont différé entre les deux études. Trois différences méthodologiques sont à noter, ce qui met en lumière l'absence de normalisation dans les protocoles de mesure de l'activité physique par accélérométrie, phénomène qui rend difficile la comparaison entre études de manière générale.

1. Différences dans les protocoles de port de l'accéléromètre

Dans le projet BEAT, on demandait aux participants de porter leur accéléromètre pendant leurs heures de veille et pendant leurs heures de sommeil, afin d'optimiser l'observance du protocole et de maximiser ainsi la probabilité d'avoir un grand nombre de participants fournissant des données valides pouvant être incluses dans les analyses. Dans l'ECMS, les participants ne devaient porter leur accéléromètre que pendant leurs heures de veille. Dans le projet BEAT, il a été décidé d'exclure les périodes de 30 minutes consécutives pendant lesquelles le compte était nul (et qui survenaient pour l'essentiel pendant le sommeil), tandis que l'approche de l'ECMS était plus conservatrice. Ces décisions ont des conséquences sur le temps de port et expliquent par exemple les différences observées quant au temps moyen de port (projet BEAT : 16,7 heures; ECMS : 13,6 heures). Ces divergences permettent par ailleurs d'expliquer dans une certaine mesure les différences observées entre les deux ensembles de données sur le plan de la proportion de la journée consacrée à une activité sédentaire ou d'intensité légère et à une APMV. Par exemple, les données du projet BEAT indiquent que les enfants ont consacré 79,6 % de leur journée à une activité sédentaire et 17,4 % de celle-ci à une activité d'intensité légère, l'APMV ne comptant que pour 3 % du profil quotidien. Dans l'ensemble de données de l'ECMS, les enfants ont été sédentaires pendant en moyenne 62 % de leurs heures de veille et ont consacré respectivement 29,4 % et 8,6 % de ce temps à une activité d'intensité légère et à une APMV.

2. Différence entre les moniteurs d'accélérométrie et entre les seuils d'intensité de l'activité utilisés

Dans le projet BEAT, nous avons utilisé pour enregistrer l'activité physique des accéléromètres ActiGraph GT1M, alors que dans l'ECMS il s'agissait d'accéléromètres Actical. Si le modèle GT1M est l'un des moniteurs de cette catégorie les plus appréciés et les plus souvent utilisés, il a l'inconvénient de ne mesurer l'accélération que dans le plan vertical, alors que l'appareil Actical est omnidirectionnel, ce qui lui permet de capter une plus grande gamme de mouvements que ne le fait un dispositif uniaxial et de capter également une activité sans déplacement. Malgré l'avantage théorique de l'accéléromètre Actical, les deux moniteurs fournissent en fait des données similaires car la majorité des mouvements sont détectés dans le plan vertical[16]. Chaque modèle d'accéléromètre permet d'obtenir une seule mesure de l'activité (sans dimension) pendant une période définie par l'utilisateur (c'est-à-dire entre 1 et 60 secondes). Ces données brutes sont

converties en information utilisable par une recherche d'étalonnage produisant des seuils d'intensité de l'activité en fonction de chaque modèle. Il est donc possible de calculer le temps consacré à une activité de niveau sédentaire et à une activité d'intensité légère, modérée, vigoureuse ou très vigoureuse. Dans l'ECMS, les seuils d'intensité de l'activité pour le moniteur Actical ont été établis à partir de travaux d'étalonnage effectués chez les enfants[17,18] et les adultes[18], alors que dans le projet BEAT, seuls des essais d'étalonnage effectués chez les enfants ont été utilisés[14].

On utilise souvent la valeur du renouvellement de l'énergie métabolique (MET) pour classer l'intensité de l'activité physique en différentes catégories, et on dispose pour les enfants d'un recueil des coûts énergétiques liés un large éventail d'activités[19]. Dans la plupart des études comme celle de l'ECMS, l'intensité modérée est jugée équivalente à 3 MET ou plus. Toutefois, d'après des études plus récentes, un seuil de 4 MET ou plus serait davantage approprié pour décrire les activités d'intensité modérée ou plus chez les enfants[20-23] et pour caractériser les relations entre l'activité physique et la santé[14]. Par exemple, aux États-Unis, dans la National Health and Nutrition Examination Survey (NHANES), on utilise un seuil d'intensité modérée équivalent à 4 MET[24] pour classer l'APMV chez les enfants. Dans l'étude BEAT, nous avons également choisi un seuil pour l'intensité modérée de 4 MET. L'utilisation d'un seuil plus exigeant pour classer l'APMV (une décision prise avant la publication des résultats de l'ECMS) explique probablement les plus faibles niveaux d'APMV observés (et le nombre moins élevé d'enfants dont l'activité est conforme aux recommandations) dans les données du projet BEAT par rapport à celles de l'ECMS.

Des rapports publiés dans d'autres pays, par exemple la NHANES[7] aux États-Unis et l'Avon Longitudinal Study of Parents and Children (ALSPAC)[25] en Angleterre, appuient ces résultats. Il est particulièrement intéressant de comparer les données du projet BEAT avec celles de l'ALSPAC, car les mêmes seuils ont été utilisés dans ces deux études pour classer l'activité d'intensité modérée et vigoureuse : on observe des proportions très similaires d'enfants parvenant aux 60 minutes d'APMV par jour recommandées (BEAT à moins de 1 % et ALSPAC à 2,5 %) et des niveaux moyens d'APMV comparables (29 minutes par jour pour le projet BEAT et 20 minutes par jour pour l'ALSPAC).

3. Différences dans les intervalles de collecte des données précisés par l'utilisateur

Dans le projet BEAT, nous avons utilisé une période de mesure de cinq secondes pour capter les poussées d'activité brèves et sporadiques caractéristiques des enfants[13], tandis que dans l'ECMS, les données sur l'activité physique étaient saisies à des intervalles d'une minute. L'influence de la durée de la période de mesure sur les données sur l'activité physique a déjà fait l'objet de réflexions approfondies : les périodes plus courtes captent davantage l'APMV, tandis que les périodes plus longues « diluent » l'intensité des données[26,27] et, par conséquent, modifient la proportion des enfants dont les résultats sont conformes aux recommandations sur l'activité physique[28]. Certains auteurs ont trouvé que la période de mesure avait des effets significatifs lorsque l'activité physique était très vigoureuse ou extrêmement vigoureuse[26], tandis que d'autres ont constaté de tels effets pour toutes les intensités[29]. Par observation directe, McClain et collab.[30] ont montré qu'une période d'enregistrement de cinq secondes donnait les estimations d'APMV les moins divergentes chez les enfants de cinquième année par rapport aux périodes de 10, 15, 20, 30 et 60 secondes. De fait, on préconise l'utilisation d'une période d'enregistrement de cinq secondes pour capter les profils d'activité spontanés et discontinus propres aux enfants[13,29,30].

Le fait que, dans le projet BEAT, on ait observé une proportion plus élevée d'enfants ayant consacré 5 minutes ou plus, 10 minutes ou plus ou 20 minutes ou plus à une activité d'intensité vigoureuse pendant un ou plusieurs jours par rapport à l'ECMS pourrait être la conséquence du recours à une période plus courte pour capter et exprimer les données d'accélérométrie. Les écarts ont été plus prononcés pour les niveaux inférieurs d'APV (5 minutes ou plus et 10 minutes ou plus); en fait, si l'on s'intéresse aux enfants ayant effectué au moins 20 minutes d'APV par jour, les proportions étaient presque identiques dans les deux ensembles de données (autour de 4 % dans chaque cas). L'effet de la période d'enregistrement pourrait être dilué pour l'APV quotidienne et avoir une incidence moins importante sur les niveaux d'APMV que les seuils d'intensité mesurée par accélérométrie, les niveaux étant un peu plus bas dans l'ensemble de données du projet BEAT que dans celui de l'ECMS.

Conclusion

Cette étude, qui s'appuie sur les données du projet BEAT, démontre que les faibles niveaux d'activité physique et les niveaux élevés de sédentarité signalés dans l'ECMS sont également observables dans un échantillon indépendant de jeunes Canadiens. Les données d'accélérométrie obtenues dans les deux études montrent que l'activité physique de la majorité des enfants et des jeunes n'est pas conforme à ce que préconisent les recommandations actuelles en la matière et que ceux-ci sont sédentaires pendant une partie trop importante de la journée. Ces similarités ont été établies malgré certaines différences entre les deux ensembles de données tenant au contexte, à l'échantillonnage et à la méthodologie, limites qui ont été soulignées et analysées, et qui ont également été présentées comme étant trois éléments méthodologiques à prendre en considération dans l'analyse des données d'accélérométrie. Le fait que les deux ensembles de données révèlent des tendances similaires en matière d'activité physique et d'inactivité chez les enfants et les jeunes au Canada est encourageant du point de vue de la validation, mais décourageant compte tenu des conséquences de cette inactivité sur la santé. La concordance entre les données de l'ECMS et celles produites par notre échantillon d'enfants de la région du Grand Toronto, où les conditions sont censées être plutôt propices à l'activité physique sur le plan des installations et des ressources, confirme que l'inactivité physique est vraisemblablement un problème généralisé à l'échelle du Canada.

Remerciements

Cette recherche a été financée par une subvention de l'initiative stratégique «Environnement bâti, obésité et santé» de la Fondation des maladies du cœur du Canada et des Instituts de recherche en santé du Canada (IRSC).

Références

1. Janssen I, LeBlanc AG. Systematic review of the health benefits of physical activity and fitness in school-aged children and youth. Int J Behav Nutr Phys Act. 2010;7:40.

2. Société canadienne de physiologie de l'exercice, ParticipACTION. La Société canadienne de physiologie de l'exercice et ParticipACTION partagent de nouvelles données de recherche pour informer les Canadiens des niveaux d'activité physique recommandés. Communiqué de presse. 12 mai 2010. PDF (260 Ko) téléchargeable à partir du lien : http://files.participaction.com/pressreleases/fr/csep_pac-communiqu-depresse-final-fr.pdf

3. Katzmarkyk PT, Ardern CI. Physical activity levels of Canadian children and youth: current issues and recommendations. Can J Diabetes. 2004;28:67-78.

4. Colley RC, Garriguet D, Janssen I, Craig CL, Clarke J, Tremblay MS. Activité physique des enfants et des jeunes au Canada : résultats d'accélérométrie de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé de 2007–2009. Rapports sur la santé 2011;22:1-10 (Composante du produit n° 82-003-X au catalogue de Statistique Canada).

5. Colley R, Connor Gorber S, Tremblay MS. Procédures de contrôle de la qualité et de réduction des données pour les mesures par accélérométrie de l'activité physique. Rapports sur la santé 2010;21:1-8 (Composante du produit n° 82-003-X au catalogue de Statistique Canada).

6. Tremblay MS, Shields M, Laviolette M, Craig CL, Janssen I, Gorber SC. Condition physique des enfants et des jeunes au Canada : résultats de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé de 2007–2009. Rapports sur la santé 2009;21:1-16 (Composante du produit n° 82-003-X au catalogue de Statistique Canada).

7. Troiano RP, Berrigan D, Dodd K, Masse LC, Tilert T, McDowell M. Physical activity in the United States measured by accelerometer. Med Sci Sports Exerc. 2008;40:181-8.

8. Veugelers PJ, Fitzgerald AL. Prevalence of and risk factors for childhood overweight and obesity. CMAJ. 2005;173:607-13.

9. Cole TJ, Bellizzi MC, Flegal KM, Dietz WH. Establishing a standard definition for child overweight and obesity worldwide: international survey. BMJ. 2000;320:1240.

10. De Vries SI, Van Hirtum HW, Bakker I, Hopman-Rock M, Hirasing RA, Van Mechelen W. Validity and reproducibility of motion sensors in youth: a systematic update. Med Sci Sports Exerc. 2009;41:818-27.

11. Chen KY, Bassett DR, Jr. The technology of accelerometry-based activity monitors: current and future. Med Sci Sports Exerc. 2005;37:S490-500.

12. Welk GJ. Principles of design and analyses for the calibration of accelerometry-based activity monitors. Med Sci Sports Exerc. 2005;37:S501-11.

13. Stone MR, Rowlands AV, Middlebrooke AR, Jawis MN, Eston RG. The pattern of physical activity in relation to health outcomes in boys. Int J Pediatr Obes. 2009;4:306-15.

14. Stone MR, Rowlands AV, Eston RG. Relationships between accelerometer-assessed physical activity and health in children: impact of the activity-intensity classification method. J Sports Sci Med. 2009;8:136-43.

15. Organisation mondiale de la Santé. Recommandations mondiales sur l'activité physique pour la santé. Genève, Suisse : Organisation mondiale de la Santé; 2010.

16. Corder K, Brage S, Ekelund U. Accelerometers and pedometers: methodology and clinical application. Curr Opin Clin Nutr Metab Care. 2007;10:597-603.

17. Puyau MR, Adolph AL, Vohra FA, Zakeri I, Butte NF. Prediction of activity energy expenditure using accelerometers in children. Med Sci Sports Exerc. 2004;36:1625-31.

18. Wong SL, Colley R, Connor Gorber S, Tremblay M. Actical accelerometer sedentary activity thresholds for adults. J Phys Act Health. 2011;8:587-91.

19. Ridley K, Olds TS. Assigning energy costs to activities in children: a review and synthesis. Med Sci Sports Exerc. 2008;40:1439-46.

20. Harrell JS, McMurray RG, Baggett CD, Pennell ML, Pearce PF, Bangdiwala SI. Energy costs of physical activities in children and adolescents. Med Sci Sports Exerc. 2005;37:329-36.

21. Mattocks C, Leary S, Ness A, Deere K, Saunders J, Tilling K et collab. Calibration of an accelerometer during free-living activities in children. Int J Pediatr Obes. 2007;2:218-26.

22. Reilly JJ, Penpraze V, Hislop J, Davies G, Grant S, Paton JY. Objective measurement of physical activity and sedentary behaviour: review with new data. Arch Dis Child. 2008;93:614-9.

23. Treuth MS, Schmitz K, Catellier DJ, McMurray RG, Murray DM, Almeida MJ et collab. Defining accelerometer thresholds for activity intensities in adolescent girls. Med Sci Sports Exerc. 2004;36:1259-66.

24. Trost SG, Pate RR, Sallis JF, Freedson PS, Taylor WC, Dowda M et collab. Age and gender differences in objectively measured physical activity in youth. Med Sci Sports Exerc. 2002;34:350-5.

25. Riddoch CJ, Mattocks C, Deere K, Saunders J, Kirkby J, Tilling K et collab. Objective measurement of levels and patterns of physical activity. Arch Dis Child. 2007;92:963-9.

26. Nilsson A, Ekelund U, Yngve A, Sjoestroem M. Assessing physical activity among children with accelerometers using different time sampling intervals and placements. Pediatr Exerc Sci. 2002;14:87-96.

27. Trost SG, McIver KL, Pate RR. Conducting accelerometer-based activity assessments in field-based research. Med Sci Sports Exerc. 2005;37:S531-43.

28. Ojiambo R, Cuthill R, Budd H, Konstabel K, Casajús JA, González-Agüero A et collab. Impact of methodological decisions on accelerometer outcome variables in young children. Int J Obes (London). 2011;35: S98-103.

29. Edwardson CL, Gorely T. Epoch length and its effect on physical activity intensity. Med Sci Sports Exerc. 2010;42:928-34.

30. McClain JJ, Abraham TL, Brusseau TA Jr., Tudor-Locke C. Epoch length and accelerometer outputs in children: comparison to direct observation. Med Sci Sports Exerc. 2008;40:2080-7.

Tendances concernant l'incidence du cancer, la mortalité par cancer et la survie au cancer au Canada entre 1970 et 2007

L. Kachuri, M.H.P. (1); P. De, Ph. D. (1, 2); L. F. Ellison, M. Sc. (3); R. Semenciw, M. Sc. (4); Comité consultatif des statistiques sur le cancer

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

Résumé

Introduction : La surveillance des tendances concernant le cancer peut aider à évaluer les progrès réalisés dans la lutte contre le cancer ainsi qu'à renforcer les activités de prévention. La présente étude, fondée sur les données des bases de données nationales, consiste en un examen des tendances à long terme relatives à certains cancers au Canada.

Méthodologie : Nous avons examiné les changements annuels dans les tendances relatives aux taux d'incidence et de mortalité normalisés selon l'âge observés entre 1970 et 2007 selon le sexe pour tous les cancers combinés, pour les quatre cancers les plus courants (cancer de la prostate, cancer du sein, cancer du poumon, cancer colorectal) et pour les cancers dont les tendances ont été marquées par les changements les plus importants au cours des dernières années. Le rapport de survie relative à cinq ans pour les années 1992 à 2007 a également été calculé.

Résultats : Pendant la période visée par l'étude, les taux d'incidence de l'ensemble des cas de cancer primitif combinés ont augmenté de 0,9 % par année chez les hommes et de 0,8 % par année chez les femmes. Les taux concernant le mélanome, le cancer de la thyroïde, le cancer du foie, le cancer de la prostate, le cancer du rein, le cancer colorectal, le cancer du poumon, le cancer du sein et le cancer de la vessie ont augmenté à des rythmes variables, et les taux concernant le cancer du larynx, le cancer de la bouche, le cancer de l'estomac et le cancer du col de l'utérus ont diminué. Pour l'ensemble des cancers combinés et pour la plupart des cancers examinés, à l'exception du mélanome et du cancer du poumon chez les femmes, les taux de mortalité ont diminué significativement. Les taux de survie qui ont le plus augmenté sont ceux du cancer de la prostate, du cancer du foie, du cancer colorectal et du cancer du rein. Bien que les tendances globales concernant les taux de mortalité et la survie indiquent que des progrès notables ont été réalisés dans la lutte contre le cancer, la tendance à la hausse des taux d'incidence de certains cancers soulignent la nécessité de poursuivre les efforts dans le domaine de la prévention.

Mots-clés :surveillance du cancer, incidence, mortalité, survie, facteurs de risque

Introduction

Au début de 2007, près de 750 000 Canadiens vivants avaient été touchés par le cancer au cours des 10 années précédentes[1]. Le cancer est la principale cause de décès au Canada[2], et 82 % des décès causés par le cancer surviennent chez des personnes âgées de 60 ans et plus[1]. D'ici 2036, environ 10,9 millions de Canadiens seront âgés de 65 ans ou plus[3], ce qui donnera lieu à une augmentation du nombre de nouveaux cas de cancers et sera à l'origine d'une forte demande en soins de santé liés au cancer.

Un examen des tendances passées peut nous aider à prévoir les tendances futures liées au cancer et à évaluer les progrès réalisés dans la lutte contre cette maladie, et ainsi permettre aux professionnels de la santé publique de renforcer les activités existantes dans les domaines de la prévention et de la lutte contre le cancer.

Cette analyse consiste en un examen des tendances à long terme concernant l'ensemble des cancers combinés, les quatre cancers les plus courants au Canada (cancer de la prostate, cancer du sein chez la femme, cancer du poumon et cancer colorectal) et les cancers dont les tendances en matière d'incidence ou de mortalité ont été marquées par les changements les plus importants au cours des dix dernières années (cancer de l'estomac, cancer du foie, cancer de la thyroïde, cancer du larynx, mélanome, cancer de la vessie, cancer du rein et cancer du col de l'utérus). À notre connaissance, il s'agit de l'examen le plus à jour et le plus exhaustif des tendances à long terme concernant le cancer au Canada. À ce titre, il peut être utilisé pour établir des comparaisons avec les tendances signalées dans d'autres pays. Plus important encore, les tendances ont été analysées dans le contexte des principaux facteurs de risque de cancer et des comportements associés en matière de santé afin d'offrir un point de vue sur les déterminants possibles de la maladie.

Rattachement des auteurs :

1. École Dalla Lana de santé publique, Université de Toronto, Toronto (Ontario), Canada
2. Politiques de lutte contre le cancer, Société canadienne du cancer, Toronto (Ontario), Canada
3. Division des statistiques sur la santé, Statistique Canada, Ottawa (Ontario), Canada
4. Centre de prévention et de contrôle des maladies chroniques, Agence de la santé publique du Canada, Ottawa (Ontario), Canada

Correspondance : Prithwish De, Société canadienne du cancer, 55, avenue St. Clair Ouest, bureau 300, Toronto (Ontario) M4V 2Y7; tél. : 416-934-5335; téléc. : 416-961-4189; courriel : prithwish.de@cancer.ca

Méthodologie

Sources de données

Nous avons utilisé les données sur l'incidence du cancer de 1992 à 2007 disponibles dans la version de juillet 2010 du Registre canadien du cancer, une base de données sur la population axée sur la personne[4]. Les données de la période antérieure, de 1970 à 1991, sont tirées du Système national de déclaration des cas de cancer, une base de données axée sur les tumeurs créée en 1969[5]. Les données sur la mortalité sont tirées de la Base canadienne de données sur l'état civil – Décès de Statistique Canada. Enfin, les estimations de la population viennent du Compendium des estimations démographiques de 2010 de Statistique Canada[6].

Nous avons créé un fichier contenant des données sur les cas de cancer invasif, pour tous les âges, et sur les cas de cancer in situ de la vessie (à l'exception des cas de la province de l'Ontario) à l'aide des règles de codage des tumeurs primitives multiples du Centre international de recherche sur le cancer[7]. Les cas de cancer ont été classifiés selon les critères de la 3e édition de la *Classification internationale des maladies pour l'oncologie* (CIM-O)[8]. Les définitions des groupes de cancers sont fournies ailleurs[1]. Pour les décès attribuables au cancer, les causes sous-jacentes des décès ont été sélectionnées selon les classes énoncées dans la *Classification internationale des maladies*, version 10 (CIM-10)[9].

Analyse statistique

Nous avons calculé les taux selon l'âge pour chaque année, puis les avons ajustés en fonction de la répartition par âge de la population canadienne de 1991 afin d'obtenir les taux d'incidence (TINA) et de mortalité (TMNA) normalisés selon l'âge. Nous avons analysé les tendances à court et à long terme en calculant la variation annuelle en pourcentage (VAP) et la variation annuelle moyenne en pourcentage (VAMP) dans les taux, respectivement, à l'aide de la version 3.5.1 du logiciel Joinpoint[10]. Ce logiciel utilise la régression linéaire pour modéliser la variation des TINA et des TMNA sur l'échelle logarithmique. D'autres méthodes sont utilisables, par exemple l'ajustement polynomial des données, mais Joinpoint caractérise les tendances de manière plus succincte en faisant correspondre la pente de chaque segment à une variation moyenne en pourcentage[11]. Il fallait disposer d'au moins cinq années de données avant et après un point de variation pour dégager une nouvelle tendance. Les modèles ont été testés à l'aide de la méthode de permutation de Monte Carlo (significatif à $p = 0,05$). Chaque variation statistiquement significative de la tendance est décrite ici comme étant « décroissante » ou « à la baisse » ou, au contraire, « croissante ».

Les analyses de la survie relative ont été fondées sur un algorithme accessible au public[12] que nous avons légèrement adapté. Cette étude a porté sur tous les individus atteints de cancer primitif âgés de 15 à 99 ans au moment du diagnostic. Le suivi de mortalité jusqu'au 31 décembre 2007 a été réalisé par le couplage des enregistrements du Registre canadien du cancer et de la Base canadienne de données sur l'état civil – Décès de Statistique Canada, et d'après les renseignements fournis par les registres provinciaux/territoriaux du cancer. Les données du Québec ont été exclues parce que la méthode utilisée dans cette province pour établir la date à laquelle le diagnostic de cancer a été posé diffère de celle utilisée dans les autres provinces[13,14] et en raison de questions liées à la détermination du statut vital exact des cas diagnostiqués au Québec dans le Registre canadien du cancer. Nous avons effectué des estimations du rapport de survie relative (RSR) à cinq ans à l'aide de la méthode des cohortes pour 1992 à 1994, 1996 à 1998 et 2000 à 2002, et à l'aide de la méthode fondée sur la période pour 2005 à 2007. Comme nous ne disposions pas de données plus récentes, nous avons supposé que les données sur la survie pour la période de 2005 à 2007 (utilisées pour établir la survie relative) étaient les mêmes que celles de 2000 à 2002. De plus amples renseignements sur la méthode utilisée pour établir la survie sont fournis ailleurs[15].

Résultats

En 2007, 85 430 nouveaux cas de cancer et 36 569 décès attribuables au cancer ont été déclarés chez les hommes, et 78 099 nouveaux cas et 33 026 décès ont été déclarés chez les femmes. Ensemble, les cancers les plus fréquemment diagnostiqués (cancer de la prostate, cancer du sein chez la femme, cancer colorectal et cancer du poumon) représentaient respectivement 55 % chez les hommes et 52 % chez les femmes de tous les nouveaux diagnostics de cancer, et 50 % chez les hommes et 51 % chez les femmes des décès causés par le cancer.

Tendances concernant l'incidence et la mortalité tous cancers combinés

Tous cancers combinés

Le tableau 1 présente la VAP et la VAMP des taux d'incidence du cancer. Les TINA pour l'ensemble des cancers de 1970 et de 2007 étaient plus élevés chez les hommes (1970 : 330,4 pour 100 000; 2007 : 463,2 pour 100 000) que chez les femmes (1970 : 272,0 pour 100 000; 2007 : 362,3 pour 100 000). Pendant la période visée par l'étude, ce taux a augmenté à un rythme moyen de 0,9 % par année chez les hommes et de 0,8 % par année chez les femmes.

La VAP et la VAMP des taux de mortalité par cancer sont présentées dans le tableau 2. Comme dans le cas de l'incidence, les TMNA pour tous les cancers combinés étaient plus élevés chez les hommes (1970 : 228,4 pour 100 000; 2007: 200,1 pour 100 000) que chez les femmes (1970 : 152,1 pour 100 000; 2007 : 141,2 pour 100 000), mais ils ont diminué de 0,3 % par année chez les hommes et de 0,2 % par année chez les femmes sur la période de l'étude.

Tendances spécifiques

Entre 1970 et 2007, on a observé chez les hommes une tendance générale à la hausse des taux d'incidence (figure 1) du mélanome (VAMP : 3,7 %), du cancer de la thyroïde (3,6 %), du cancer du foie (3,5 %), du cancer de la prostate (2,2 %), du cancer du rein (1,8 %), du cancer colorectal (0,6 %) et du cancer de la vessie (0,4 %), mais une tendance à la baisse en

TABLEAU 1
Variation annuelle en pourcentage et variation annuelle moyenne en pourcentage des taux d'incidence normalisés selon l'âge pour certains cancers, pour 100 000 personnes, Canada[a], 1970-2007

Type de cancer	TINA		Tendance 1		Tendance 2		Tendance 3		Tendance 4		Tendance 5		Tendance 6		VAMP (IC à 95 %)
	1970	2007	Année	VAP (IC à 95 %)	Année	VAP (IC à 95 %)	Année	VAP (IC à 95 %)	Année	VAP (IC à 95 %)	Année	VAP (IC à 95 %)	Année	VAP (IC à 95 %)	(1970-2007)
Hommes															
Tous les cancers	330,4	463,2	1970-1983	2,6* (2,3 à 2,9)	1983-1989	0,0 (−1,0 à 1,0)	1989-1993	2,3* (0,3 à 4,4)	1993-1997	−2,2* (−4,0 à −0,3)	1997-2001	1,1 (−0,7 à 3,0)	2001-2007	−0,6* (−1,2 à 0,0)	0,9* (0,5 à 1,3)
Prostate	53,8	124,7	1970-1989	2,8* (2,6 à 3,1)	1989-1993	9,7* (6,4 à 13,1)	1993-1997	−5,2* (−7,8 à −2,6)	1997-2001	3,9* (1,2 à 6,7)	2001-2007	−0,7 (−1,5 à 0,1)			2,2* (1,6 à 2,7)
Colorectal	47,8	60,4	1970-1984	2,2* (1,9 à 2,5)	1984-1996	−0,6* (−1,0 à −0,3)	1996-2000	1,4 (−0,9 à 3,7)	2000-2007	−0,7* (−1,3 à −0,2)					0,6* (0,3 à 0,9)
Poumon	59,3	67,8	1970-1983	3,7* (3,4 à 4,0)	1983-1990	−0,4 (−1,2 à 0,4)	1990-2007	−1,9* (−2,0 à −1,7)							0,3* (0,1 à 0,5)
Vessie	24,5	26,9	1970-1981	3,3* (2,5 à 4,0)	1981-2007	−0,7* (−0,9 à −0,6)									0,4* (0,2 à 0,7)
Thyroïde	1,5	5,2	1970-1997	2,4* (1,9 à 2,8)	1997-2007	6,9* (5,7 à 8,1)									3,6* (3,1 à 4,0)
Larynx	6,9	4,8	1970-1980	3,6* (2,5 à 4,6)	1980-1992	−1,0* (−1,8 à −0,3)	1992-2007	−3,4* (−3,9 à −3,0)							−0,8* (−1,2 à −0,4)
Foie	2,0	6,2	1970-2007	3,5* (3,3 à 3,7)											3,5* (3,3 à 3,7)
Mélanome	3,4	13,7	1970-1986	6,2* (5,4 à 7,1)	1986-2007	1,9* (1,6 à 2,2)									3,7* (3,3 à 4,1)
Bouche	20,6	12,9	1970-1978	0,2 (−0,8 à 1,1)	1978-1992	−1,7* (−2,1 à −1,3)	1992-1998	−3,5* (−5,2 à −1,8)	1998-2007	−1,9* (−1,7 à −0,1)					−1,4* (−1,8 à −1,0)
Estomac	23,4	10,4	1970-1983	−1,3* (−1,7 à −0,9)	1983-2007	−2,6* (−2,7 à −2,4)									−2,1* (−2,3 à −2,0)
Rein	7,8	15,1	1970-1977	1,2 (−0,3 à 2,6)	1977-1989	4,6* (3,4 à 4,6)	1989-1998	−0,3 (−1,0 à 0,4)	1998-2007	1,4* (0,9 à 2,0)					1,8* (1,4 à 2,2)
Femmes															
Tous les cancers	272,0	362,3	1970-1981	1,6* (1,2 à 1,9)	1981-2007	0,4* (0,4 à 0,5)									0,8* (0,7 à 0,9)
Sein	77,1	98,4	1970-1998	0,9* (0,8 à 1,1)	1998-2007	−0,7* (−1,2 à −0,2)									0,5* (0,4 à 0,7)
Colorectal	44,5	40,6	1970-1983	1,0* (0,6 à 1,4)	1983-1996	−1,5* (−1,8 à −1,1)	1996-2000	1,3 (−1,8 à 4,4)	2000-2007	−0,8* (−1,6 à −0,1)					−0,2 (−0,6 à 0,2)
Poumon	9,3	47,2	1970-1983	8,4* (7,9 à 8,9)	1983-1992	3,8* (3,2 à 4,4)	1992-2007	1,4* (1,2 à 1,5)							4,4* (4,2, 4,6)
Vessie	6,7	7,9	1970-1981	3,5* (1,9 à 5,1)	1981-2007	−0,4* (−0,6 à −0,2)									0,5* (0,1 à 0,9)
Thyroïde	3,9	18,0	1970-1989	1,8* (1,4 à 2,2)	1989-1994	6,9* (3,5 à 10,4)	1994-1998	1,9 (−2,7 à 6,7)	1998-2002	12,5* (8,2 à 17,0)	2002-2007	6,9* (5,4 à 8,3)			4,3* (3,5 à 5,1)
Larynx	0,7	1,9	1970-1989	3,2* (2,3 à 4,1)	1989-2007	−3,1* (−3,8 à −2,3)									0,1 (−0,5 à 0,6)
Foie	0,9	1,7	1970-2007	1,9* (1,6 à 2,2)											1,9* (1,6 à 2,2)
Mélanome	4,1	11,3	1970-1980	7,4* (5,8 à 9,1)	1980-2007	1,3* (1,0 à 1,5)									2,9* (2,4 à 3,3)
Bouche	5,1	5,4	1970-1979	1,4 (−0,0 à 2,9)	1979-2007	−0,4* (−0,6 à −0,2)									0,0 (−0,3 à 0,4)
Col de l'utérus	19,4	7,8	1970-1988	−3,3* (−3,6 à −3,0)	1988-2007	−1,8* (−2,1 à −1,5)									−2,5* (−2,7 à −2,3)
Estomac	11,2	4,8	1970-1986	−1,9* (−2,3 à −1,5)	1986-1991	−4,2* (−7,2 à −1,1)	1991-2007	−2,0* (−2,4 à −1,7)							−2,3* (−2,7 à −1,8)
Rein	3,7	9,0	1970-1980	1,4* (0,1 à 2,7)	1980-1987	6,7* (4,4 à 8,9)	1987-1997	−0,1 (−1,0 à 0,8)	1997-2007	1,8* (1,2 à 2,5)					2,1* (1,5 à 2,7)

Abréviations : IC, intervalle de confiance; TINA, taux d'incidence normalisés selon l'âge; VAMP, variation annuelle moyenne en pourcentage; VAP, variation annuelle en pourcentage.

[a] sauf le Québec

* Test bilatéral, $p < 0,05$

TABLEAU 2
Variation annuelle en pourcentage et variation annuelle moyenne en pourcentage des taux de mortalité normalisés selon l'âge pour certains cancers, pour 100 000 personnes, Canada[b], 1970-2007

Type de cancer	TMNA		Tendance 1		Tendance 2		Tendance 3		Tendance 4		VAMP (IC à 95 %)
	1970	2007	Année	VAP (IC à 95 %)	Année	VAP (IC à 95 %)	Année	VAP (IC à 95 %)	Année	VAP (IC à 95 %)	(1970-2007)
Hommes[a]											
Tous les cancers	228,4	200,1	1970-1988	0,7* (0,6 à 0,7)	1988-2001	−0,9* (-1,0 à -0,8)	2001-2007	−2,0* (-2,3 à -1,7)			−0,3* (-0,4 à -0,3)
Prostate	25,4	20,4	1970-1977	−0,2 (-1,3 à 0,8)	1977-1993	1,4* (1,1 à 1,7)	1993-2001	−2,3* (-3,0 à -1,6)	2001-2007	−4,2* (-5,1 à -3,4)	−0,6* (-0,9 à -0,3)
Colorectal	33,9	24,4	1970-1988	0,0 (-0,2 à 0,2)	1988-2003	−1,1* (-1,4 à 0,8)	2003-2007	−2,5* (-4,1 à -0,9)			−0,7* (-0,9 à -0,5)
Poumon	55,0	57,0	1970-1983	2,7* (2,4 à 3,0)	1983-1992	0,0 (-0,5 à 0,5)	1992-2007	−2,2* (-2,3 à -2,0)			0,0 (-0,1 à 0,2)
Vessie	9,0	6,9	1970-2007	−0,7* (-0,8 à -0,6)							−0,7* (-0,8 à -0,6)
Thyroïde	0,6	0,4	Sans objet : faible nombre de décès								
Larynx	3,1	1,8	1970-1988	0,8* (0,4 à 1,3)	1988-2001	−2,3* (-2,9 à -1,7)	2001-2007	−6,0* (-7,8 à -4,2)			−1,4* (-1,4 à -1,0)
Foie	1,8	3,1	1970-1982	0,1 (-1,7 à 1,8)	1982-1987	8,6* (0,3 à 17,6)	1987-1991	−5,2 (-15,0 à 5,7)	1991-2007	2,4* (1,7 à 3,2)	1,6 (-0,0 à 3,3)
Mélanome	1,3	2,8	1970-1985	4,2* (3,0 à 5,3)	1985-2007	1,1* (0,6 à 1,5)					2,3* (1,8 à 2,8)
Bouche	6,3	4,1	1970-1991	−0,5* (-0,8 à -0,1)	1991-2007	−2,5* (-3,0 à -2,0)					−1,3* (-1,6 à -1,0)
Estomac	23,3	6,5	1970-2007	−3,3* (-3,4 à -3,3)							−3,3* (-3,4 à -3,3)
Rein	4,7	5,0	1970-1992	0,8* (0,5 à 1,1)	1992-2007	−0,7* (-1,1 à -0,2)					0,2 (-0,1 à 0,4)
Femmes[a]											
Tous les cancers	152,1	141,2	1970-1977	−0,6* (-1,1 à -0,1)	1977-1988	0,5* (0,2 à 0,8)	1988-2002	−0,3* (-0,4 à -0,1)	2002-2007	−1,2* (-1,8, -0,6)	−0,2* (-0,4 à -0,1)
Sein	30,7	21,8	1970-1982	−0,4* (-0,7 à -0,1)	1982-1986	2,0 (-0,4 à 4,4)	1986-1994	−1,0* (-1,6 à -0,4)	1994-2007	−2,4* (-2,7, -2,2)	−1,0* (-1,3 à -0,7)
Colorectal	28,6	16,3	1970-1986	−1,2* (-1,5 à -1,0)	1986-2007	−1,7* (-1,8 à -1,5)					−1,5* (-1,6 à -1,3)
Poumon	8,3	36,1	1970-1985	6,9* (6,5 à 7,4)	1985-1994	3,6* (2,9 à 4,2)	1994-2007	1,0* (0,8 à 1,3)			4,0* (3,8 à 4,3)
Vessie	2,8	2,1	1970-1996	−1,2* (-1,5 à -0,8)	1996-2007	0,3 (-0,7 à 1,3)					−0,7* (-1,1 à -0,4)
Thyroïde	1,0	0,4	Sans objet : faible nombre de décès								
Larynx	0,4	0,4	1970-1991	1,9* (0,8 à 3,0)	1991-2007	−2,7* (-4,0 à -1,4)					−0,1 (-0,9 à 0,7)
Foie	0,7	0,8	1970-1989	1,2* (0,3 à 2,0)	1989-1994	-6,3 (-13,2 à 1,1)	1994-2007	1,9* (0,7 à 3,1)			0,4 (-0,8 à 1,5)
Mélanome	1,1	1,6	1970-1983	2,0* (0,7 à 3,3)	1983-2007	0,2 (-0,2 à 0,6)					0,8* (0,3 à 1,3)
Bouche	1,9	1,5	1970-2007	−0,6* (-0,8 à -0,3)							−0,6* (-0,8 à -0,3)
Col de l'utérus	7,3	1,9	1970-1976	−7,7* (-9,8 à -5,6)	1976-2007	−3,1* (-3,3 à -2,8)					−3,8* (-4,2 à -3,5)
Estomac	11,3	2,9	1970-1977	−5,3* (-6,7 à -3,9)	1977-2007	−3,1* (-3,3 à -2,9)					−3,5* (-3,8 à -3,2)
Rein	2,2	2,3	1970-1978	−1,1 (-2,8 à 0,8)	1978-1988	2,1* (0,8 à 3,4)	1988-2007	−0,8* (-1,2 à -0,5)			−0,1 (-0,6 à 0,4)

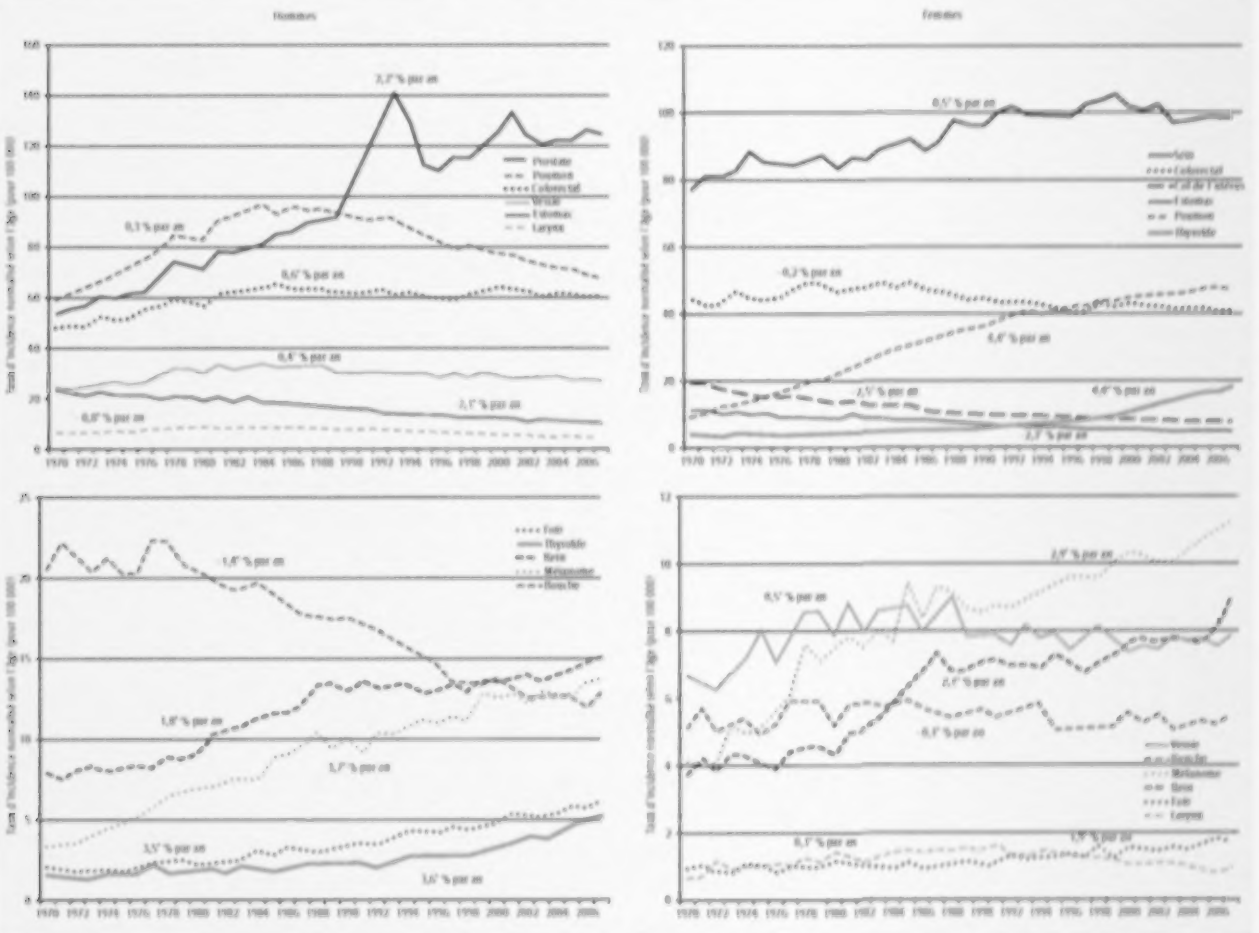
Abréviations : IC, intervalle de confiance; TMNA, taux de mortalité normalisé selon l'âge; VAMP, variation annuelle moyenne en pourcentage; VAP, variation annuelle en pourcentage

[a] De 15 à 99 ans au moment du diagnostic initial

[b] sauf le Québec

* Test bilatéral, $p < 0,05$

FIGURE 1
Variation annuelle moyenne en pourcentage des taux d'incidence normalisés selon l'âge pour certains cancers, hommes et femmes, Canada sauf le Québec, 1970-2007



Remarque : Analyses loinpoint, jusqu'à 5 points de retournement, basées sur des taux ajustés selon l'âge (pour 100 000 personnes)

* Test bilatéral, $p < 0,05$

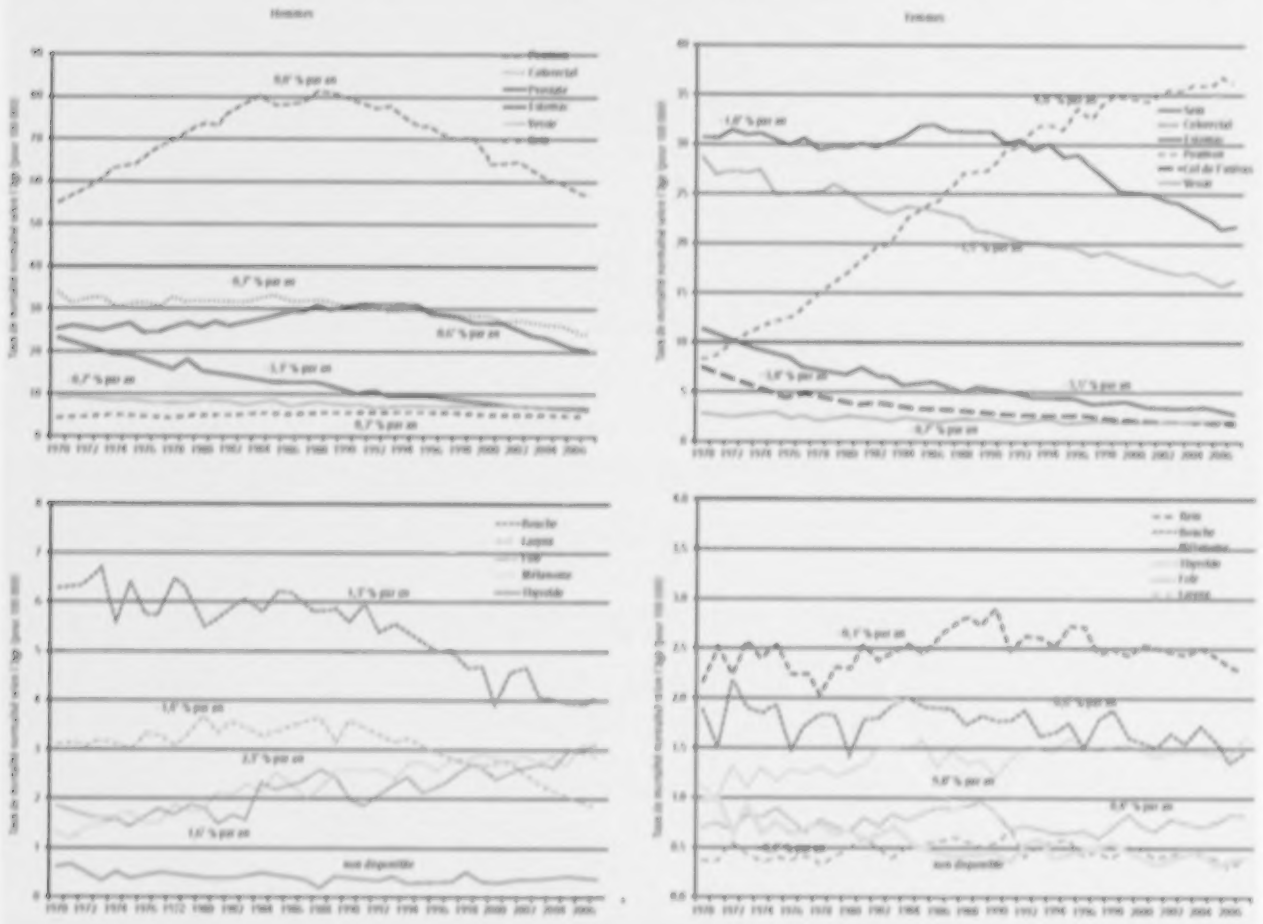
ce qui concerne le cancer du larynx (0,8 %), le cancer de la bouche (1,4 %) et le cancer de l'estomac (2,1 %). Chez les femmes, on a observé une augmentation des taux d'incidence du cancer de la thyroïde (VAMP : 4,4 %), du cancer du poumon (4,4 %), du mélanome (2,9 %), du cancer du rein (2,1 %), du cancer du foie (1,9 %), du cancer du sein (0,5 %) et du cancer de la vessie (0,5 %), mais une diminution de la VAMP dans le cas du cancer du col de l'utérus (2,5 %) et du cancer de l'estomac (2,3 %).

Pour la plupart des cancers, les taux de mortalité enregistrés entre 1970 et 2007 étaient caractérisés par des diminutions statistiquement significatives (figure 2), sauf dans le cas du cancer du poumon chez les femmes (VAMP : 4,0 %) et du mélanome (VAMP : 2,3 % chez les hommes, 0,8 % chez les femmes), pour lesquels des augmentations ont été observées.

Il vaut la peine de mettre en évidence les tendances concernant certains cancers. Par exemple, le taux d'incidence du cancer de la prostate a atteint deux points culminants, en 1993 et en 2001 (tableau 1 et figure 1). Après le premier pic, le taux d'incidence a diminué (VAP : 5,2 %) jusqu'en 1997, après quoi il a augmenté de 3,9 % par année pour atteindre un deuxième pic en 2001, suivi d'une période de baisse non significative. Nous avons observé une seule période d'augmentation du taux de mortalité par ce cancer, entre 1977 et 1993, suivie d'une baisse continue qui s'est davantage intensifiée depuis 2001 (tableau 2).

Le taux d'incidence du cancer du poumon a augmenté de 3,7 % par année chez les hommes entre 1970 et 1983. Cette hausse a été suivie d'une période de variation non significative jusqu'en 1990, date à laquelle le taux d'incidence a commencé à baisser (tableau 1). Chez les femmes, on observe depuis 1970 une augmentation du taux d'incidence, mais elle a ralenti pour passer

FIGURE 2
Variation annuelle moyenne en pourcentage des taux de mortalité normalisés selon l'âge pour certains cancers, hommes et femmes, Canada sauf le Québec, 1970-2007



Remarque : Analyses Joinpoint, jusqu'à 5 points de retournement, basées sur des taux ajustés selon l'âge (pour 100 000 personnes)

* Test bilatéral, $p < 0,05$

de 8,4 % par année (1970-1983) à 3,8 % par année (1983-1992) pour finalement atteindre 1,4 % par année (1992-2007). Chez les hommes, les taux de mortalité par cancer du poumon ont suivi une trajectoire similaire à celle des taux d'incidence : les taux ont augmenté (2,7 % par an) jusqu'en 1983, sont demeurés stables (0,0 % par an) de 1983 à 1992, puis ont commencé à baisser à un rythme annuel de 2,2 % (tableau 2). Au contraire, les taux de mortalité par cancer du poumon enregistrés chez les femmes continuent d'augmenter depuis 1970 : le rythme annuel d'augmentation a cependant ralenti, de 6,9 % (1970-1985) à 3,6 % (1985-1994) pour finalement atteindre 1,0 % (1994-2007).

Les taux d'incidence du cancer du larynx ont augmenté de 1970 à 1980 chez les hommes (VAP : 3,6 %) et jusqu'en 1989 chez les femmes (3,2 % par année). Chez les hommes, les taux d'incidence ont baissé de 1,0 % par année de 1980 à 1992, après quoi la baisse s'est accélérée à 3,4 % par année. Chez les femmes, on observe une baisse annuelle de 3,1 % du taux d'incidence depuis 1989. Les taux de mortalité ont augmenté de 1970 à 1988 chez les hommes (0,8 % par année) et jusqu'en 1991 chez les femmes (1,9 % par année), mais ces hausses ont été suivies de baisses significatives chez les deux sexes.

Les taux d'incidence du cancer de la vessie ont augmenté de 1970 à 1981 (hommes: 3,3 % par an; femmes : 3,5 % par an), puis la tendance s'est inversée en 1981 et les taux d'incidence ont commencé à diminuer (hommes : 0,7 % par an; femmes: 0,4 % par an). Les taux de mortalité ont connu dans le même temps une diminution significative sur l'ensemble de la période pour les hommes (0,7 % par an) et de 1970 à 1996 pour les femmes (1,2 % par an).

Le taux d'incidence global du cancer du rein a connu chez les hommes deux périodes d'augmentation, de 1977 à 1989 et de 1998 à 2007. Nous avons observé deux périodes d'augmentation similaires chez les femmes, de 1980 à 1987 et de 1997 à 2007. Quant au taux de mortalité, il a augmenté de 1970 à 1992 chez les hommes puis a diminué, tandis que chez les femmes il augmenté de 1978 à 1988 puis a diminué.

Le taux d'incidence du cancer de la thyroïde a augmenté de façon constante pour les deux sexes depuis 1970. Chez les hommes, il a augmenté à un rythme de 2,4 % par année entre 1970 et 1997, puis a augmenté à un rythme accéléré de 6,9 % par année jusqu'en 2007. Plus particulièrement, le taux d'incidence chez les femmes a varié de 1,8 % par année entre 1970 et 1989, de 6,9 % par année entre 1989 et 1994, de 12,5 % par année entre 1998 et 2002 et, plus récemment (2002-2007), de 6,9 % par année. Les taux de mortalité par cancer de la thyroïde étaient trop faibles pour permettre la réalisation d'une analyse Joinpoint.

TABLEAU 3
Rapports de survie relative à cinq ans normalisés selon l'âge pour certains cancers, par période, Canada sauf le Québec, 1992-2007

Type de cancer	RSR[a] en % (IC à 95 %)				Variation[b]
	1992-1994	1996-1998	2000-2002	2005-2007	1992-1994 à 2005-2007
Tous les cancers	56 (55 à 56)	57 (57 à 57)	60 (60 à 61)	62 (62 à 63)	6,8
Hommes[c]	54 (54 à 54)	55 (55 à 56)	60 (60 à 60)	62 (62 à 63)	8,5
Femmes[c]	57 (56 à 57)	58 (58 à 59)	60 (60 à 60)	62 (62 à 63)	5,0
Prostate	87 (86 à 87)	90 (89 à 90)	94 (94 à 95)	96 (96 à 97)	9,8
Sein (femme)	82 (82 à 83)	85 (85 à 86)	87 (86 à 87)	88 (87 à 88)	5,6
Colorectal	56 (55 à 56)	58 (57 à 59)	61 (60 à 61)	64 (64 à 65)	8,6
Poumon	14 (13 à 14)	15 (14 à 15)	15 (15 à 15)	16 (16 à 17)	2,6
Vessie	73 (72 à 74)	71 (70 à 72)	71 (70 à 72)	72 (71 à 73)	0,1
Thyroïde	93 (92 à 94)	94 (93 à 95)	96 (96 à 97)	98 (97 à 98)	4,9
Larynx	62 (60 à 64)	63 (61 à 65)	62 (59 à 64)	64 (61 à 66)	1,9
Foie	10 (8 à 11)	12 (11 à 14)	17 (15 à 18)	18 (17 à 20)	8,7
Mélanome	84 (83 à 86)	87 (86 à 87)	89 (88 à 90)	89 (89 à 90)	4,9
Bouche	60 (59 à 61)	59 (58 à 61)	61 (59 à 62)	62 (61 à 64)	2,3
Col de l'utérus	70 (68 à 71)	70 (69 à 72)	73 (71 à 75)	72 (70 à 73)	2,2
Estomac	19 (18 à 21)	22 (20 à 23)	22 (21 à 23)	25 (23 à 26)	5,1
Rein	60 (58 à 61)	62 (60 à 63)	64 (63 à 65)	67 (66 à 69)	7,1

Abréviations: IC, intervalle de confiance; RSR, rapport de survie relative.

[a] Personnes âgées de 15 à 99 ans au moment du diagnostic initial

[b] Résultats obtenus à l'aide de la méthode des cohortes (1992-1994, 1996-1998 et 2000-2002) et de la méthode fondée sur la période (2005-2007)

[c] Différence absolue en points de pourcentage

Le taux de mortalité par cancer chez les deux sexes ont atteint un point culminant en 1988 et ont depuis baissé, en grande partie en raison d'une diminution des taux de mortalité associés aux quatre principales causes de mortalité par cancer (c.-à-d. cancer du poumon, cancer colorectal, cancer de la prostate et cancer du sein). L'augmentation des RSR à cinq ans depuis la période 1992-1994 en ce qui concerne tous les cancers combinés et quelques cancers spécifiques laisse croire à des améliorations dans les traitements et la détection précoce de certains cancers ainsi qu'à des progrès dans les soins médicaux de soutien et généraux.

Tendances pour les principaux cancers

Cancer de la prostate

Mis à part l'âge, on dispose de peu de données sur les facteurs de risque du

Tendances concernant la survie

Entre 1992 et 1994 et entre 2005 et 2007, les RSR à cinq ans normalisés selon l'âge pour tous les cancers combinés ont augmenté de 6,8 points de pourcentage et atteint 62 % (tableau 3). Les taux de survie ont davantage augmenté chez les hommes que chez les femmes (8,5 points de pourcentage contre 5,0) pendant cette période, ce qui a donné lieu à une diminution considérable de l'écart précédent.

L'augmentation du RSR à cinq ans a considérablement varié selon le type de cancer. Les plus importantes augmentations d'approximativement 8 à 10 points de pourcentage ont touché le cancer de la prostate, le cancer du foie, le cancer colorectal et le cancer du rein. De légères augmentations de 2 à 3 points de pourcentage ont été observées dans le cas du cancer du poumon, du cancer du larynx, du cancer du col de l'utérus et du cancer de la bouche. Aucune augmentation apparente n'a été observée dans le cas du cancer de la vessie pendant la période visée par l'étude. En ce qui concerne l'augmentation de la survie, les disparités entre les sexes avantageaient les femmes (données non présentées) et touchaient le cancer de la bouche (3,7 % chez les femmes contre 1,1 % chez les hommes), le cancer du larynx (4,1 % contre 1,5 %), le cancer du poumon (3,5 % contre 1,3 %) et le cancer de l'estomac (6,3 % contre 4,5 %).

Analyse

Au cours de la période de près de 40 ans analysée (1970-2007), les taux d'incidence de tous les cancers combinés ont augmenté significativement tant chez les hommes que chez les femmes du Canada. Bien que les taux se soient stabilisés chez les hommes depuis 1993, le taux global d'incidence chez les femmes ne semble avoir commencé à se stabiliser que récemment. Ces tendances globales ont été largement déterminées par les trois cancers les plus courants chez les hommes (c.-à-d. cancer du poumon, cancer de la prostate et cancer colorectal) et chez les femmes (c.-à-d. cancer du sein, cancer du poumon et cancer colorectal).

cancer de la prostate. Bien que les androgènes jouent un rôle critique dans la croissance des cellules cancéreuses de la prostate, on ne sait pas avec certitude si des taux élevés d'androgènes peuvent constituer un facteur d'initiation du cancer[16]. Un lien avec l'activité physique a été suggéré[17], mais les données probantes demeurent peu concluantes[18,19]. L'obésité n'est que faiblement associée au développement du cancer de la prostate, mais certains suggèrent qu'elle pourrait accroître le risque de décès et de métastases[20-22].

Malgré l'incertitude quant aux bienfaits et aux risques associés au test de dépistage du cancer de la prostate par dosage de l'antigène prostatique spécifique (APS), ce test est largement utilisé[23]. Selon les enquêtes nationales sur la santé, la proportion d'hommes âgés de 35 ans et plus ayant déjà subi un test de dosage de l'APS s'élevait à 53,8 % en 2008[24]. Deux essais randomisés menés récemment n'ont pas permis de confirmer que le test de dosage de l'APS était un outil viable pour le dépistage dans la population et la réduction du nombre de décès dus au cancer de la prostate[25,26], et il n'est actuellement pas recommandé au Canada comme test de dépistage dans la population. Néanmoins, le taux d'incidence du cancer de la prostate au Canada a fortement augmenté à la suite de l'introduction du test de dosage de l'APS en 1988. Le taux d'incidence a atteint un point culminant en 1993, puis un autre en 2001. Ce deuxième point culminant pourrait s'expliquer par la publicité faite cette année-là lorsque le ministre fédéral de la Santé de l'époque a révélé qu'il avait reçu un diagnostic de cancer de la prostate.

Les taux de mortalité par cancer de la prostate au Canada ont diminué depuis 1995, revenant en 2007 aux taux qui prévalaient avant 1970. On croit que la détection précoce du cancer de la prostate grâce aux vastes activités de dépistage aurait contribué au ralentissement de la tendance concernant la mortalité aux États-Unis[27], et certains suggèrent qu'un phénomène similaire est responsable des tendances concernant la mortalité et la survie observées au Canada[28]. Le fait que le RSR à cinq ans ait gagné presque 10 points de pourcentage depuis la période de 1992 à 1994 pourrait également s'expliquer, dans une certaine mesure, par la plus grande accessibilité à des traitements hormonaux efficaces pour les personnes aux stades précoce et avancé de la maladie vers le milieu des années 1980[29], suivie de l'introduction de surveillance vigilante et de progrès réalisés dans le domaine de la radiothérapie combinée et de l'hormonothérapie pour le cancer de la prostate, qui ont eu lieu dans les années 1990[30].

Cancer du sein

Au Canada, le taux d'incidence du cancer du sein chez les femmes a augmenté régulièrement à un rythme de 0,9 % par année entre 1970 et 1998, période après laquelle il a commencé à diminuer à un rythme de 0,7 % par année. Les tendances concernant l'incidence du cancer du sein reflètent vraisemblablement les changements à long terme dans les facteurs hormonaux (p. ex. âge précoce des premières règles, âge tardif de la ménopause, allaitement au sein, utilisation de contraceptifs oraux, recours au traitement hormonal substitutif) et la participation accrue au dépistage par mammographie, en particulier dans les années 1980[31]. Le premier programme provincial de dépistage du cancer du sein a été mis en œuvre en 1988 au Canada et, en 1998, des programmes avaient été mis sur pied dans les dix provinces canadiennes[32]. Bien que tous les programmes provinciaux offrent des tests de dépistage par mammographie aux femmes âgées de 50 à 69 ans, certains sont également accessibles aux femmes dans la quarantaine et à celles de plus de 69 ans[32].

Les enquêtes nationales sur la santé montrent que la proportion de femmes ménopausées âgées de 50 à 69 ans qui déclarent avoir subi une mammographie au cours des deux années précédentes a augmenté, passant de 40,5 % en 1990 à 72,5 % en 2008[32]. La brève diminution du taux d'incidence du cancer du sein entre 1998 et 2005 pourrait être due à l'épuisement des cas prévalents non diagnostiqués grâce au dépistage comme à une diminution du risque de cancer du sein due au fait que certaines femmes ménopausées évitent le traitement hormonal substitutif depuis les rapports de la Women's Health Initiative et les enquêtes antérieures qui ont mis en évidence les risques associés à ce traitement[33].

Bien que la consommation d'alcool et l'obésité chez les femmes ménopausées puissent accroître le risque de cancer du sein[34,35] et que l'activité physique puisse réduire ce risque[36], l'incidence de ces facteurs dans le contexte canadien reste à éclaircir.

Le taux de mortalité par cancer du sein a commencé à baisser en 1986 à un rythme de 1,0 % par an, puis a augmenté à raison de 2,4 % par an après 1994. La diminution du taux de mortalité et l'augmentation de la survie résultaient vraisemblablement du recours accru à la mammographie opportuniste avant la mise en place des programmes de dépistage provinciaux, du recours accru à l'hormonothérapie et à la chimiothérapie adjuvante[37,38] et du virage de la pratique clinique vers la chirurgie conservatrice du sein et la tumorectomie[39,40].

Cancer du poumon

Le tabagisme est un facteur causal du développement du cancer du poumon, du cancer de la bouche et du cancer du larynx, entre autres[41]. Les effets du tabagisme sur l'incidence du cancer du poumon sont seulement observés après une période de latence d'environ 25 ans[42]. La prévalence du tabagisme au Canada a beaucoup diminué entre 1965 et 2007, passant de 61 % à 20 % chez les hommes et de 38 % à 18 % chez les femmes de 15 ans et plus[43]. Après avoir atteint un point culminant en 1965, l'usage du tabac a chuté après que les effets négatifs du tabagisme eurent été largement publicisés dans un rapport du directeur du service de santé publique des États-Unis[44]. Cela a entraîné une baisse de l'incidence du cancer du poumon chez les hommes après le sommet atteint en 1983, et une baisse du taux de mortalité chez les hommes après le sommet atteint en 1988. En 2007, le taux d'incidence du cancer du poumon chez les hommes était à peu près redescendu au même niveau qu'en 1970.

Par contre, le taux de mortalité par cancer du poumon chez les femmes a continué

d'augmenter, quoiqu'à un rythme plus lent depuis le milieu des années 2000. Les taux de tabagisme chez les femmes ont commencé à diminuer environ 15 ans après les taux observés chez les hommes, se stabilisant entre 37 % et 39 % jusqu'en 1979[43]. Bien que l'on continue d'observer une tendance à la hausse en ce qui concerne le taux d'incidence du cancer du poumon et le taux de mortalité attribuable à ce dernier chez les femmes canadiennes, des données encourageantes publiées par les É.-U. montrent que le taux de décès lié au cancer du poumon chez les femmes dans ce pays diminue après avoir atteint un plateau[45].

Cancer colorectal

Le cancer colorectal est associé à plusieurs risques modifiables, comme l'obésité, la sédentarité, la consommation de viandes rouges et transformées ainsi que le tabagisme[46]. La prévalence de l'obésité (c.-à-d. indice de masse corporelle $\geq$ 30) chez les adultes canadiens a augmenté pendant 30 ans jusqu'en 2007-2009, passant de 13,8 % à 23,9 %[47,48]. La prévalence était plus élevée chez les femmes (15,9 %) que chez les hommes (11,5 %) en 1978-1979, mais cette tendance s'est inversée, si bien qu'une proportion légèrement plus élevée d'hommes (24,2 %) que de femmes (23,6 %) étaient considérés comme obèses en 2007-2009[47,48].

Le taux d'incidence du cancer colorectal chez les hommes est revenu au niveau observé au début des années 1980, tandis que le taux chez les femmes est maintenant plus faible que celui qui était observé dans les années 1970. Chez les hommes, la baisse du taux de décès a commencé en 1988, tandis que chez les femmes, la baisse de ce taux a été amorcée avant 1970 et se poursuit. Les différences dans ces tendances suggèrent divers facteurs de risque. De l'avis de certains, le fait que les femmes aient davantage eu recours au traitement hormonal substitutif avant le début des années 2000 pourrait avoir contribué à la diminution du risque de cancer du côlon chez les personnes de ce sexe[34,49].

Chez les deux sexes, les taux de décès associés au cancer colorectal ont commencé à diminuer avant la participation accrue au dépistage par l'intermédiaire des programmes globaux mis en œuvre dans l'ensemble des provinces canadiennes au cours des six dernières années. La recherche de sang occulte dans les selles chez les personnes de 50 ans et plus présentant un risque moyen[50] et la coloscopie dans le cas des personnes à risque élevé sont les principales méthodes utilisées pour la détection précoce et l'excision des polypes précancéreux[51] ainsi que pour la réduction de l'incidence du cancer colorectal et de la mortalité attribuable à ce dernier. Actuellement, le taux moyen de participation des personnes âgées de 50 à 74 ans aux programmes de dépistage dans les provinces est de 32,2 %[52]. Une plus grande participation au dépistage contribuera vraisemblablement à réduire davantage le taux d'incidence du cancer colorectal et le taux de mortalité par ce cancer au Canada.

Cancers avec tendance à la hausse des taux d'incidence

Cancer de la thyroïde

Au Canada, le cancer de la thyroïde fait partie des cancers qui ont connu la croissance la plus rapide au cours des dernières années[1,53]. La forte tendance à la hausse pourrait être due à l'utilisation accrue des technologies de diagnostic telles que l'aspiration à l'aiguille pour la détection des tumeurs infracliniques, au fait que l'exposition accrue au rayonnement ionisant à des fins diagnostiques puisse favoriser le développement de nouvelles tumeurs, ou à l'exposition accrue à un facteur de risque environnement non encore identifié[54,55]. Le rayonnement ionisant demeure le facteur de risque le plus connu du cancer de la thyroïde, mais de plus en plus de données probantes font ressortir le rôle possible des facteurs liés au poids et à l'appareil reproducteur de la femme, qui interviennent probablement tous les deux dans la carcinogenèse par la voie des hormones. Malgré le taux d'incidence croissant du cancer de la thyroïde, les taux de mortalité associés à ce cancer sont demeurés faibles et le RSR à cinq ans chez les deux sexes (98 %) est le plus élevé de l'ensemble des principaux cancers.

Cancer du foie

Le type de cancer primitif du foie le plus courant, le carcinome hépatocellulaire, est associé à un faible taux de survie et à un taux de mortalité élevé. Entre 1970 et 2007, l'incidence du cancer du foie au Canada a augmenté plus rapidement chez les hommes (3,5 % par année) que chez les femmes (1,9 % par année). Les différences dans les taux d'incidence observés entre les deux sexes pourraient être dues à la répartition différente des facteurs de risque du cancer du foie, par exemple la surconsommation d'alcool (c.-à-d. au-delà des Directives de consommation d'alcool à faible risque[56]), le tabagisme et l'hépatite. Les estimations basées sur la population montrent que le taux de surconsommation d'alcool au Canada a augmenté entre 1989 et 2007, passant de 18,9 % à 25 % chez les hommes et de 7,2 % à 9,6 % chez les femmes[57,58].

Dans les pays développés, le fardeau lié au cancer du foie est principalement causé par l'infection chronique par l'hépatite C plutôt qu'à l'infection au virus de l'hépatite B (VHB), dont la prévalence est plus élevée ailleurs dans le monde[59]. On a également émis l'hypothèse selon laquelle il existerait un lien entre l'obésité et le cancer du foie, qui pourrait être causé par la stéatose hépatique non alcoolique[60]. De telles associations soulignent la nécessité de se soucier de l'augmentation du taux d'obésité au Canada, qui est passé de 14 % à la fin des années 1970 à 24 % en 2007-2009[47,48].

Mélanome

Le rayonnement ultraviolet peut causer toutes les formes de cancer de la peau[61]. Bien que la hausse de l'incidence du mélanome au Canada puisse en partie s'expliquer par une meilleure détection[62,63], cette hausse découle plus vraisemblablement d'une exposition accrue aux rayons UV dans le cadre des loisirs, que ces rayons proviennent du soleil ou de dispositifs de bronzage artificiel. Selon l'Enquête nationale sur l'exposition au soleil de 2006, la prévalence du bronzage est d'environ 49 % chez les femmes canadiennes et de 28 % chez les hommes canadiens âgés de 16 à 24 ans[64].

Des principaux cancers, le mélanome est le deuxième dont le taux de mortalité a le plus augmenté (après le cancer du foie chez les hommes et le cancer du poumon chez les femmes) depuis 1970. Demeuré globalement stable depuis 1983 chez les femmes, le taux de mortalité associé au mélanome a augmenté de 1,1 % par an chez les hommes durant une période équivalente (1985-2007). Le plus faible RSR à cinq ans[65] et la proportion plus élevée de cas à un stade plus avancé chez les hommes[66] font que le taux de mortalité est plus élevé chez eux que chez les femmes. Toutefois, on observe un ralentissement de la tendance à la hausse du taux de mortalité chez les hommes, peut-être en raison de l'augmentation de la survie grâce à la détection précoce et à l'amélioration des traitements du mélanome, en particulier l'exérèse chirurgicale[67].

Rein

L'augmentation du taux d'incidence du cancer du rein, bien que cela ne soit pas clair, pourrait s'expliquer par plusieurs changements, dont l'accessibilité à de nouvelles techniques de diagnostic[68,69], ainsi que par l'augmentation de la prévalence de l'obésité et de l'hypertension, deux importants facteurs de risque[70]. En fait, au Canada, 55 % des cas de cancer du rein chez les hommes et 27 % des cas chez les femmes pourraient être attribuables au surpoids ou à l'obésité[71].

Cancers avec tendance à la baisse des taux d'incidence

Estomac, col de l'utérus, bouche, larynx, vessie

Le tabagisme est un important facteur de risque des cancers de l'estomac, de la bouche, du larynx, de la vessie et du col de l'utérus. La tendance à la baisse de l'incidence de ces cancers et de la mortalité associée à ceux-ci peut en grande partie s'expliquer par les tendances relatives au tabagisme, qui a considérablement diminué après 1965 chez les hommes et après 1979 chez les femmes au Canada[43]. Les changements touchant les autres facteurs de risque ont également eu une influence. Par exemple, la diminution du taux de cancer de l'estomac depuis les années 1970 est attribuable aux améliorations apportées au régime alimentaire, notamment la consommation accrue de fruits et de légumes et la diminution de la consommation d'aliments en conserve contenant du sel[72], et, plus récemment, à l'amélioration de la détection et du traitement de l'infection à *Helicobacter pylori*, l'un des principaux facteurs de risque du cancer de l'estomac[73].

Pendant la période visée par l'étude, les taux observés au Canada de l'incidence du cancer du col de l'utérus et de la mortalité attribuable à ce cancer ont continué à diminuer en raison de l'utilisation généralisée du test de dépistage de Papanicolaou (Pap) mis sur le marché en 1949[74]. En association avec le test de Pap, l'administration aux femmes âgées de 9 à 26 ans d'un vaccin contre le virus du papillome humain (VPH) (approuvé au Canada en 2008[75]) devrait réduire davantage les taux d'incidence et de mortalité à long terme. Compte tenu du fait que le VPH est de plus en plus reconnu comme l'une des causes de certains cancers de la bouche, par exemple ceux qui apparaissent sur les amygdales et l'oropharynx[76,77], la vaccination contre le VPH pourrait également contribuer à influer les tendances futures au Canada.

Limites

Cette étude comporte plusieurs limites. Premièrement, nous avons tenté d'expliquer les tendances observées en matière de cancer en utilisant des données démographiques relatives à des facteurs de risques, facteurs largement transversaux et, pour la plupart, autodéclarés. Deuxièmement, en raison de la disponibilité des données, nous avons seulement pu prendre en considération un sous-ensemble de facteurs du style de vie modifiables ayant une incidence sur les taux de la maladie. De plus, nous avons seulement pris en compte les facteurs de risque modifiables pouvant, du point de vue étiologique, s'appliquer aux cancers apparaissant à l'âge adulte, mais non ceux qui s'appliquent uniquement aux cancers de l'enfant et de l'adolescent. Troisièmement, les sources de données, les méthodes d'enregistrement des cas de cancer, ainsi que la complétude et l'exactitude des données utilisées pour élaborer les estimations de l'incidence peuvent varier à l'échelle du Canada[1]. De telles différences peuvent conduire à des sous-estimations et à des surestimations mineures des taux de la maladie, qui sont examinés plus en détail ailleurs[1]. Enfin, les estimations de survie relative pour 2005 à 2007 pourraient être exagérées, car nous avons dû les élaborer en utilisant les données sur la survie prévue d'une période antérieure. L'effet est probablement plus marqué dans le cas des cancers ayant une proportion plus élevée de sujets plus âgés, par exemple le cancer de la prostate.

Conclusion

Les tendances à la baisse en ce qui concerne les taux d'incidence de certains cancers et les taux de mortalité de la plupart des cancers au Canada montrent la réussite de diverses stratégies, en particulier le dépistage du cancer, la prévention par les changements de mode de vie et de comportement ainsi que les améliorations concernant l'hygiène environnementale. Malgré ces réalisations, il demeure important de renforcer les activités de prévention primaire, car plusieurs cancers continuent d'afficher des taux d'incidence à tendances stables ou croissantes.

Remerciements

Ces travaux ont été réalisés grâce aux contributions en nature de la Société canadienne du cancer, de l'Agence de la santé publique du Canada et de Statistique Canada. Les auteurs remercient le Comité directeur des statistiques sur le cancer pour son examen critique du manuscrit: Heather Chappell (Société canadienne du cancer), Dagny Dryer (Centre de traitement du cancer de l'Î.-P.-É.), Maureen MacIntyre (Action Cancer Nouvelle-Écosse), Loraine Marrett (Action Cancer Ontario), Les Mery (Agence de la santé publique du Canada) et Hannah Weir (Centers for Disease Control and Prevention des É.-U.).

Le Registre canadien du cancer est tenu à jour par Statistique Canada. Il est constitué de données fournies par les registres provinciaux et territoriaux du cancer, que

les auteurs tiennent à remercier pour leur collaboration.

Références

1. Société canadienne du cancer. Comité directeur des statistiques sur le cancer. Statistiques canadiennes sur le cancer, 2011. Toronto (Ont.) : Société canadienne du cancer; 2011.

2. Statistique Canada. Les principales causes de décès au Canada, 2009 [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2012 [consulté le 19 septembre 2012]. (Statistique Canada, n° 84-215-XWF au catalogue). Consultable à partir de la page: http://www5.statcan.gc.ca/bsolc/olc-cel/olc-cel?catno=84-215-x&lang=fra

3. Statistique Canada. Projections démographiques pour le Canada, les provinces et les territoires, 2009 à 2036 [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2010 [consulté le 5 août 2011]. (Statistique Canada, n° 91-250-X au catalogue). Consultable à partir de la page : http://www.statcan.gc.ca/daily-quotidien/100526/dq100526b-fra.htm

4. Statistique Canada. Incidence du cancer au Canada, 2007 et 2008 [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2010 [consulté le 5 août 2011]. (Statistique Canada, n° 82-231-X au catalogue). Consultable à partir de la page: http://www.statcan.gc.ca/pub/82-231-x/82-231-x2009001-fra.htm

5. Band, Pierre R. Développement du registre canadien du cancer: incidence du cancer au Canada et dans les régions canadiennes, 1969-1988. Ottawa (Ont.) : Conseil canadien des registres du cancer/Santé et bien-être social Canada/Statistique Canada; 1993.

6. Statistique Canada. Compendium des estimations démographiques, 2010. Tableau 051-0001 de CANSIM, diffusé le 29 septembre 2010. Ottawa (Ont.) : ministère de l'Industrie; 2010.

7. Parkin DM, Chen VW, Ferlay J, Galceran J, Storm HH, Whelan SL. Comparabilité et contrôle de qualité dans l'enregistrement des cancers. Lyon (FR) : Centre international de recherche sur le cancer/Organisation mondiale de la Santé; 1994.

8. Fritz AG, Percy C, Jack A, Shanmugarathan K, Sobin L, Parkin DM et collab. (dir.). Classification internationale des maladies : oncologie (CIM-O), 3e édition. Genève (Suisse) : Organisation mondiale de la Santé; 2008.

9. Classification statistique internationale des maladies et des problèmes de santé connexes (CIM-10), 10e révision. Genève (Suisse) : Organisation mondiale de la Santé; 2008.

10. Joinpoint regression program, version 3.5.1 [logiciel]. Rockville (MD) : Statistical Research and Applications Branch, National Cancer Institute; 2011.

11. Kim HJ, Fay MP, Feuer EJ, Midthune DN. Permutation tests for joinpoint regression with applications to cancer rates. Stat Med. 2000;19(3):335-51.

12. Dickman PW. Estimating and modelling relative survival using SAS [Internet]. [Stockholm (SE)]: [éditeur inconnu]; [consulté le 4 janvier 2010]. Consultable à partir de la page : http://www.pauldickman.com/rsmodel/sas_colon

13. Ellison LF, Gibbons L; Groupe d'analyse de la survie au cancer au Canada. Taux relatifs de survie à cinq ans: cancers de la prostate, du sein, du côlon et du rectum, et du poumon. Rapports sur la santé. 2001;13(1):25-38.

14. Louchini R. Beaupré, M. La survie au cancer pour les nouveaux cas déclarés au Québec en 1992. Montréal (Québec) : Institut national de santé publique, Direction du développement et des programmes, Unité connaissance-surveillance; 2002.

15. Statistiques sur la survie au cancer, 1992 à 2002 [Internet]. Ottawa (Ont.): Statistique Canada; 2011 [consulté le 5 juillet 2011]. (Statistique Canada, n° 82-226-X au catalogue). Consultable à partir de la page : http://www.statcan.gc.ca/pub/82-226-x/82-226-x2011001-fra.htm

16. Wang D, Tindall DJ. Androgen action during prostate carcinogenesis. Methods Mol Biol. 2011;776:25-44.

17. Vainio H, Bianchini F, (dir.) Weight control and physical activity.Lyon (FR) : International Agency for Research on Cancer; 2002. (IARC handbook of cancer prevention 6)

18. Pan SY, DesMeules M. Energy intake, physical activity, energy balance, and cancer : epidemiologic evidence. Methods Mol Biol. 2009;472:191-215.

19. Friedenreich CM, Neilson HK, Lynch BM. State of the epidemiological evidence on physical activity and cancer prevention. Eur J Cancer. 2010;46(14):2593-604.

20. MacInnis RJ, English DR. Body size and composition and prostate cancer risk : systematic review and meta-regression analysis. Cancer Causes Control. 2006; 17(8):989-1003.

21. Giovannucci E, Liu Y, Platz EA, Stampfer MJ, Willett WC. Risk factors for prostate cancer incidence and progression in the health professionals follow-up study. Int J Cancer. 2007;121(7):1571-8.

22. Gong Z, Agalliu I, Lin DW, Stanford JL, Kristal AR. Obesity is associated with increased risks of prostate cancer metastasis and death after initial cancer diagnosis in middle-aged men. Cancer. 2007;109(6): 1192-202.

23. Levy I. Prostate cancer : the epidemiologic perspective. Can J Oncol. 1994;4 Suppl 1: 4-7.

24. Statistique Canada. Enquêtes sur la santé dans les collectivités canadiennes – 2007 – Cycle 4.1 [fichier informatique]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada, Division de la statistique de la santé; 2007.

25. Andriole GL, Crawford ED, Grubb RL 3rd, Buys SS, Chia D, Church TR et collab. Mortality results from a randomized prostate-cancer screening trial. N Engl J Med. 2009;360(13):1310-9.

26. Schröder FH, Hugosson J, Roobol MJ, Tammela TL, Ciatto S, Nelen V et collab. Screening and prostate-cancer mortality in a randomized European study. N Engl J Med. 2009;360(13):1320-8.

27. Hankey BF, Feuer EJ, Clegg LX, Hayes RB, Legler JM, Prorok PC et collab. Cancer surveillance series : interpreting trends in prostate cancer--part I : evidence of the effects of screening in recent prostate cancer incidence, mortality, and survival rates. J Natl Cancer Inst. 1999;91(12): 1017-24.

28. Nam RK, Klotz LH. Trends in prostate cancer screening : Canada. Dans: Ankerst DP, Tangen CM, Thompson IM, (dir.), Current clinical urology : prostate cancer screening, 2e éd. New York (US) : Humana Press; 2009. p. 23-33.

29. Meng MV, Grossfeld GD, Sadetsky N, Mehta SS, Lubeck DP, Carroll PR. Contemporary patterns of androgen deprivation therapy use for newly diagnosed prostate cancer. Urology. 2002;60(3 Suppl 1):7-11.

30. Kupelian PA, Buchsbaum JC, Elshaikh MA, Reddy CA, Klein EA. Improvement in relapse-free survival throughout the PSA era in patients with localized prostate cancer treated with definitive radiotherapy: year of treatment an independent predictor of outcome. Int J Radiat Oncol Biol Phys. 2003;57(3):629-34.

31. Holford TR, Cronin KA, Mariotto AB, Feuer EJ. Changing patterns in breast cancer incidence trends. J Natl Cancer Inst Monogr.2006;(36):19-25.

32. Shields M, Wilkins K. Le point sur la mammographie au Canada. Rapports sur la santé. 2009;20(3):1-14.

33. De P, Neutel CI, Olivotto I, Morrison H. Breast cancer incidence and hormone replacement therapy in Canada. J Natl Cancer Inst. 2010;102(19):1489-95.

34. Reeves GK, Pirie K, Beral V, Green J, Spencer E, Bull D. Cancer incidence and mortality in relation to body mass index in the Million Women Study : cohort study. BMJ. 2007;335(7630):1134.

35. Alcohol consumption and ethyl carbamate. Lyon (FR): International Agency for Research on Cancer; 2010. (IARC monographs on the evaluation of carcinogenic risks to humans 96).

36. Friedenreich C. The role of physical activity in breast cancer etiology. Semin Oncol. 2010;37(3):297-302.

37. Harlan LC, Abrams J, Warren JL, Clegg L, Stevens J, Ballard-Barbash R. Adjuvant therapy for breast cancer: practice patterns of community physicians. J Clin Oncol. 2002;20(7):1809-17.

38. Mariotto A, Feuer EJ, Harlan LC, Wun LM, Johnson KA, Abrams J. Trends in use of adjuvant multi-agent chemotherapy and tamoxifen for breast cancer in the United States: 1975-1999. J Natl Cancer Inst. 2002;94(21):1626-34.

39. Edwards BK, Brown ML, Wingo PA, Howe HL, Ward E, Ries LA et collab. Annual report to the nation on the status of cancer, 1975-2002, featuring population-based trends in cancer treatment. J Natl Cancer Inst. 2005;97(19):1407-27.

40. NIH consensus conference. Treatment of early-stage breast cancer. JAMA. 1991; 265(3):391-5.

41. Tobacco smoke and involuntary smoking. Summary of data reported and evaluation. Lyon (FR) : International Agency for Research on Cancer; 2004. (IARC monographs on the evaluation of carcinogenic risks to humans 83)

42. Kleinsmith LJ. Principles of cancer biology, 1e éd. San Francisco (CA) : Benjamin Cummings; 2005.

43. Reid J, Hammond D. Tobacco use in Canada: patterns and trends, 2011 edition. Waterloo (Ont.) : Propel Centre for Population Health Impact, University of Waterloo; 2011.

44. The Surgeon General's Advisory Committee on Smoking and Health. Smoking and health: report of the Advisory Committee to the Surgeon General of the Public Health Service. Washington (DC) : US Department of Health, Education and Welfare, 1964. (Public Health Service Publication n° 1103)

45. Kohler BA, Ward E, McCarthy BJ, Schymura MJ, Ries LA, Eheman C et collab. Annual report to the nation on the status of cancer, 1975-2007, featuring tumors of the brain and other nervous system. J Natl Cancer Inst. 2011;103(9):714-36.

46. Continuous Update Project interim report summary. Food, nutrition, physical activity, and the prevention of cancer, a global perspective: colorectal cancer [Internet]. Washington (US) : World Cancer Research Fund/American Institute for Cancer Research; 2007 [consulté le 19 sept. 2012]. Consultable à la page: http://www.dietandcancerreport.org/cup/current_progress/colorectal_cancer.php

47. Tjepkema M. Obésité chez les adultes. Rapports sur la santé. 2006;17(3):9-26.

48. Statistique Canada. Enquête canadienne sur les mesures de la santé: tableaux de données du cycle 1, 2007 à 2009. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2010.

49. Newcomb PA, Zheng Y, Chia VM, Morimoto LM, Doria-Rose VP, Templeton A et collab. Estrogen plus progestin use, microsatellite instability, and the risk of colorectal cancer in women. Cancer Res. 2007;67(15):7534-9.

50. Mandel JS, Church TR, Bond JH, Ederer F, Geisser MS, Mongin SJ et collab. The effect of fecal occult-blood screening on the incidence of colorectal cancer. N Engl J Med. 2000;343(22):1603-7.

51. Schatzkin A, Freedman LS, Dawsey SM, Lanza E. Interpreting precursor studies : what polyp trials tell us about large-bowel cancer. J Natl Cancer Inst. 1994;86(14): 1053-7.

52. Partenariat canadien contre le cancer. Rapport de 2011 sur le rendement du système de lutte contre le cancer. Toronto (Ont.) : Partenariat canadien contre le cancer; 2010.

53. Liu S, Semenciw R, Ugnat AM, Mao Y. Increasing thyroid cancer incidence in Canada, 1970-1996: time trends and age-period-cohort effects. Br J Cancer. 2001;85(9):1335-9.

54. Kent WDT, Hall SF, Isotalo PA, Houlden RL, George RL, Groome PA. Increased incidence of differentiated thyroid carcinoma and detection of subclinical disease. CMAJ. 2007;177(11):1357-61.

55. How J, Tabah R. Explaining the increasing incidence of differentiated thyroid cancer. CMAJ. 2007;177(11):1383-4.

56. Butt P, Beirness D, Cesa F, Gliksman L, Paradis C, Stockwell T. L'alcool et la santé au Canada: résumé des données probantes et directives de consommation à faible risque. Ottawa (Ont.) : Centre canadien de lutte contre l'alcoolisme et les toxicomanies; 2011.

57. Statistique Canada. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC). CANSIM – Tableau 105-0501 – Profil d'indicateurs de la santé, estimations annuelles, selon le groupe d'âge et le sexe, Canada, provinces et territoires, régions sociosanitaires (limites de 2011) et groupes de régions homologues, occasionnel [fichier de données]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; [consulté le 19 sept. 2011]. Consultable à partir de la page: http://www5.statcan.gc.ca/cansim/a05;jsessionid=ACE5E46E90BBE8567AB150991765AFBA?id=1050501&retrLang=fra&lang=fra

58. Ahmad N, Flight J, Singh VA, Poole N, Dell CA. Enquête sur les toxicomanies au Canada (ETC) – Une enquête nationale sur la consommation d'alcool et d'autres drogues par les Canadiens – Tendances selon le sexe. Ottawa (Ont.) : Santé Canada; 2008.

59. Parkin DM. The global health burden of infection-associated cancers in the year 2002. Intl J Cancer. 2006;118(12):3030-44.

60. Chuang SC, La Vecchia C, Boffetta P. Liver cancer: descriptive epidemiology and risk factors other than HBV and HCV infection. Cancer Lett. 2009;286(1):9-14.

61. Solar and ultraviolet radiation.Lyon (FR) : International Agency for Research on Cancer; 1992. (IARC monographs on the evaluation of carcinogenic risks to humans 55)

62. Jemal A, Devesa SS, Hartge P, Tucker MA. Recent trends in cutaneous melanoma incidence among whites in the United States. J Natl Cancer Inst. 2001;93(9):678-83.

63. Welch HG, Woloshin S, Schwartz LM. Skin biopsy rates and incidence of melanoma: population based ecological study. BMJ. 2005;331(7515):481.

64. The Ontario Sun Safety Working Group. Insight on cancer: sun exposure and protective behaviours in Ontario. An Ontario report based on the 2006 Second National Sun Survey. Toronto (Ont.) : Canadian Cancer Society; 2010 [consulté le 13 juin 2011]. Joint publication of Cancer Care Ontario. PDF (4,92 Mo) téléchargeable à partir du lien : http://uvnetwork.ca/InsightonCancerSunExposureandProtectiveBehavioursinOntarioFinal.pdf

65. Joosse A, de Vries E, Eckel R, Nijsten T, Eggermont AM, Holzel D et collab. Munich Melanoma Group. Gender differences in melanoma survival : female patients have a decreased risk of metastasis. J Invest Dermatol. 2011;131(3):719-26.

66. Howlader N, Noone AM, Krapcho M, Neyman N, Aminou R, Waldron W, et collab. (dir.). SEER Cancer Statistics Review, 1975-2008. Bethesda (MD) : National Cancer Institute; 2011 [consulté le 13 décembre 2011]. Consultable à partir de la page : http://seer.cancer.gov/csr/1975_2008/

67. Morton DL. Current management of malignant melanoma. Ann Surg. 1990;212(2):123-4.

68. Jayson M, Sanders H. Increased incidence of serendipitously discovered renal cell carcinoma. Urology. 1998;51(2):203-5.

69. Leslie JA, Prihoda T, Thompson IM. Serendipitous renal cell carcinoma in the post-CT era : continued evidence in improved outcomes. Urol Oncol. 2003;21(1):39-44.

70. Chow WH, Gridley G, Fraumeni JF Jr, Jarvholm B. Obesity, hypertension, and the risk of kidney cancer in men. N Engl J Med. 2000;343(18):1305-11.

71. Pan SY, Johnson KC, Ugnat AM, Wen SW, Mao Y. Association of obesity and cancer risk in Canada. Am J Epidemiol. 2004;159(3):259-68.

72. Howson CP, Hiyama T, Wynder EL. The decline in gastric cancer : epidemiology of an unplanned triumph. Epidemiol Rev. 1986;8(1):1-27.

73. Schistosomes, liver flukes and Helicobacter pylori. Lyon (FR) : International Agency for Research on Cancer; 1994. (IARC monographs on the evaluation of carcinogenic risks to humans 61)

74. Liu S, Semenciw R, Probert A, Mao Y. Cervical cancer in Canada : changing patterns in incidence and mortality. Int J Gynecol Cancer. 2001;11(1):24-31.

75. Comité consultatif national de l'immunisation. Déclaration sur le vaccin contre le virus du papillome humain. Relevé des maladies transmissibles au Canada 2007;33(DCC-2):1-32.

76. A review of human carcinogens: biological agents.Lyon (FR) : International Agency for Research on Cancer; 2012. (IARC monographs on the evaluation of carcinogenic risks to humans 100b)

77. Auluck A, Hislop G, Bajdik C, Poh C, Zhang L, Rosin M. Trends in oropharyngeal and oral cavity cancer incidence of human papillomavirus (HPV)-related and HPV-unrelated sites in a multicultural population: the British Columbia experience. Cancer. 2010;116(11):2635-44.

Perceptions par des patients atteints d'arthrite inflammatoire débutante de leur incapacité parentale, de leur stress parental et du comportement de leurs enfants

*P. Zelkowitz, D. Éd. (1); K. J. Looper, M.D. (1); S. S. Mustafa, Ph. D. (1); M. Purden, Ph. D. (2); M. Baron, M.D. (3); McGill Early Arthritis Research Group**

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

Résumé

Introduction : Dans cette étude, nous examinons l'association entre les effets caractéristiques de l'arthrite inflammatoire et les perceptions de patients atteints d'arthrite inflammatoire débutante à propos de leur santé mentale, de leur incapacité parentale, de leur stress parental et du comportement de leurs enfants.

Méthodologie : Le recrutement de patients dont l'arthrite inflammatoire était en phase initiale (survenue depuis plus de 6 semaines et moins de 18 mois) a été effectué à partir d'un registre de cas d'arthrite inflammatoire débutante fournissant des caractéristiques personnelles ainsi que des mesures de la douleur, du fonctionnement physique et de l'activité de la maladie. Les patients ont auto-évalué leur incapacité parentale, leur stress parental, leur tendance à la dépression et les problèmes de comportement de leurs enfants à l'aide, respectivement, de l'Indice d'incapacité parentale, de l'Indice de stress parental, du questionnaire Center for Epidemiologic Studies – Depression Mood Scale [Échelle d'évaluation de l'état dépressif et de l'humeur du Center for Epidemiologic Studies] et de la Child Behavior Checklist [Liste de contrôle du comportement des enfants].

Résultats : La douleur, le dysfonctionnement physique, le nombre d'articulations douloureuses et l'évaluation médicale globale de l'activité de la maladie étaient associés à l'incapacité parentale. Les mesures autodéclarées de l'incapacité parentale étaient associées à celles de la dépression et du stress parental. Le stress parental était associé à la déclaration de problèmes de comportement d'intériorisation et d'extériorisation de l'enfant, tandis que l'incapacité parentale était associée à la déclaration de problèmes de comportement d'extériorisation de l'enfant.

Conclusion : Cette étude souligne la possibilité d'une relation réciproque entre les aspects physiques de l'activité de la maladie, l'incapacité parentale et la détresse du parent et de l'enfant chez les patients atteints d'arthrite inflammatoire débutante.

Mots-clés :incapacité parentale, stress parental, comportement des enfants, arthrite, fonctionnement physique

Introduction

L'arthrite regroupe plus d'une centaine d'affections rhumatismales touchant les articulations et les tissus voisins. L'arthrite inflammatoire (AI) est caractérisée par une inflammation des articulations en raison de perturbations du système immunitaire. C'est une affection invalidante et douloureuse, associée à une dégradation du fonctionnement psychologique et social[1,2]. La polyarthrite rhumatoïde (PR), la forme la plus répandue de l'arthrite inflammatoire, est caractérisée par une synovite destructrice chronique. La forme non différenciée de l'arthrite, qui ne satisfait pas aux critères de classification de la maladie, peut soit se résoudre, soit évoluer vers une arthrite rhumatoïde complète.

Une maladie physique touchant un parent peut avoir diverses répercussions sur ses enfants. Le parent peut être incapable de s'acquitter des tâches courantes de soins aux enfants et, de ce fait, demander à ces derniers d'assumer de nouvelles responsabilités domestiques[3]. De plus, le parent peut ne pas être disponible affectivement à cause de la douleur, de la fatigue et des préoccupations qu'engendre chez lui la maladie[4,5]. Le stress familial associé à la perte possible de revenu ou aux conflits conjugaux au sujet de l'évolution des rôles

* M. Starr, M.D.; M. Gagné, M.D.; M. Stein, M.D.; H. Kang, M.D.; M. Kapusta, M.D.; F. Couture, M.D.; M. A. Fitzcharles, M.D.; B. Garfield, M.D.; H. A. Ménard, M.D.; L. Berkson, M.D.; C. Pineau, M.D.; A. Gutkowski, M.D.; M. Zummer, M.D.; J. P. Mathieu, M.D.; S. Mercille, M.D.; S. Ligier, M.D.; J. Krasny, M.D.; C. Bertrand, M.D.; S. Y. Yuen, M.D.; J. Schulz, M.D.

Rattachement des auteurs :

1. Département de psychiatrie, Université McGill, Montréal (Québec), Canada
2. École de sciences infirmières, Université McGill, Montréal (Québec), Canada
3. Département de rhumatologie, Université McGill, Montréal (Québec), Canada

Correspondance : Karl Looper, Département de psychiatrie, Université McGill, Hôpital général juif, 3755 Chemin de la Côte-Ste-Catherine, Montréal (Québec) H3T 1E2; tél. : 514-340-8222; téléc. : 514-230-8126; courriel : karl.looper@mcgill.ca

et de la répartition des tâches peut également nuire à la relation parent-enfant[6]. L'enfant aura davantage de difficulté à s'adapter à la situation si le parent malade manifeste de la détresse psychologique[4] et si son comportement parental en souffre[5].

Les rares études effectuées auprès de familles dont un des parents souffre d'arthrite ont mis en lumière d'importants effets négatifs. Ainsi, dans une étude exploratoire, Grant et collab.[7] ont montré que les parents et les grands-parents atteints de PR éprouvent des difficultés à accomplir des tâches fondamentales liées aux soins des enfants, par exemple soulever un enfant. Katz et collab.[8] ont observé que les femmes atteintes de PR sont incapables d'exercer certaines activités parentales et, par conséquent, assument moins de fonctions à cet égard. Backman et collab.[9] ont effectué une étude qualitative de la situation de mères atteintes d'arthrite et ont conclu que les conséquences tant positives que négatives de l'arthrite inflammatoire sur la maternité étaient considérables. Ils ont remarqué que l'exercice du rôle maternel fluctuait en fonction du soutien disponible et de l'équilibre imprévisible entre fatigue et énergie[9]. Par conséquent, la cohésion familiale s'en trouvait accrue à certains moments, tandis qu'à d'autres, la famille éprouvait du regret de ne pouvoir s'adonner à certaines activités[9].

Les patients arthritiques ont souvent l'impression de ne pas fonctionner correctement avec leurs enfants et petits-enfants[10]. Les auteurs d'une étude ont signalé que les enfants de patients atteints de PR avaient davantage de tracas quotidiens, des réseaux de soutien social moins étendus et plus de problèmes d'ajustement social que ceux du groupe témoin[11]. Les enfants adolescents dont un parent était atteint de PR ont fait état d'une estime de soi inférieure à celle de leurs homologues dont les parents étaient en bonne santé[12].

L'essentiel des recherches effectuées dans ce domaine est constitué de petites études qualitatives. Celles-ci portent souvent sur des patients qui sont malades depuis de nombreuses années. Toutefois, lorsque la maladie en est à ses premiers stades, les problèmes parentaux peuvent être différents de ceux qui se posent lorsque l'arthrite inflammatoire est installée depuis longtemps. Il convient donc d'effectuer des recherches examinant le lien entre le rôle parental et les enfants, la santé mentale et les effets de la maladie dès le début de sa trajectoire, de façon à élaborer des interventions thérapeutiques visant des facteurs particuliers dans la phase initiale de la maladie, afin d'améliorer ultérieurement l'état de santé et l'exercice du rôle parental.

Nous avons donc entrepris cette étude dans le but d'explorer les associations entre les variables de la maladie (douleur, dysfonctionnement physique et activité de la maladie), la souffrance mentale, les facteurs parentaux (capacité parentale et stress parental) et les mesures du comportement des enfants durant les premiers 18 mois après l'apparition de l'arthrite inflammatoire chez le parent.

Méthodologie

Participants

Deux cent cinquante-sept patients ont été inscrits dans le McGill Early Arthritis Registry (McEAR) [registre de McGill des cas d'arthrite inflammatoire débutante] entre mars 2006 et mai 2009. Les patients avaient été dirigés vers le McEAR par 21 rhumatologues travaillant à Montréal (Québec). Les rhumatologues participants, qui travaillent tous en cabinet privé ou dans une clinique de soins ambulatoires, avaient été invités à recruter tous les nouveaux patients atteints d'arthrite inflammatoire débutante (AID) qui satisfaisaient aux critères d'inclusion, c'est-à-dire avoir reçu récemment un diagnostic d'arthrite inflammatoire, caractérisée par la présence d'une inflammation touchant au moins une articulation depuis au moins 6 semaines et au plus 18 mois. (On a évalué la durée de la maladie en demandant au patient « Quand cet épisode de douleur articulaire a-t-il commencé? » et « avez-vous déjà connu des épisodes comparables d'articulations douloureuses et enflées avant celui-ci? »). Les patients étaient âgés de 18 ans ou plus, parlaient anglais ou français, et ont accepté de se prêter à des examens physiques et à des analyses en laboratoire à intervalles réguliers, ainsi que de répondre à des questionnaires visant à consigner leurs caractéristiques personnelles et à évaluer l'incapacité, la douleur et les facteurs psychosociaux reliés à leur maladie. Les principaux critères d'exclusion étaient des signes cliniques de lésion articulaire ancienne évoquant un épisode antérieur de PR, un diagnostic d'affection rhumatismale autre que de PR ou d'arthrite inflammatoire non différenciée, une limitation fonctionnelle sévère imputable à une maladie autre que l'arthrite, et toute affection empêchant de donner un consentement éclairé.

Sur les 257 patients inscrits au McEAR, 80 avaient des enfants âgés de moins de 18 ans qui vivaient avec eux. Ces 257 patients inscrits au McEAR ont tous été invités à participer à des études psychosociales avec visite à domicile des intervieweurs, et 104 (40,5 %) ont accepté. Parmi les 104 participants, 29 avaient des enfants âgés de moins de 18 ans qui vivaient avec eux. Ces 29 parents participants ont accepté de prendre part à l'étude et ont constitué l'échantillon de celle-ci, ce qui donne un taux de réponse de 36 % (29 des 80 patients inscrits au McEAR ayant des enfants de moins de 18 ans) si l'on considère le McEAR dans son ensemble, et de 100 % par rapport à ceux qui avaient accepté de prendre part à l'étude psychosociale.

Tous les patients inscrits au registre ont été vus par une des deux infirmières de l'équipe de recherche, la rencontre ayant eu lieu au cabinet de leur rhumatologue traitant, lequel restait responsable de leurs soins cliniques. (Cet arrangement visait à rendre plus facile la participation des patients vivant sur l'île de Montréal ou dans ses environs.) Chaque infirmière avait reçu une formation pour effectuer un dénombrement complet des articulations douloureuses et enflées. Les infirmières, les médecins et les patients étaient au courant des évaluations faites par les autres.

Un intervieweur expérimenté a rencontré chaque patient à son domicile dans les 10 jours suivant la visite d'inscription à l'étude; il ignorait la teneur des renseignements sur les patients consignés dans la base de données du registre principal. L'intervieweur a obtenu le consentement des patients avant de procéder à l'entrevue et les a aidés à remplir les questionnaires de l'étude. Les patients recevaient 25 $ pour chaque rencontre avec l'intervieweur. Tous les patients inscrits au McEAR ont signé un formulaire de consentement éclairé et l'étude a été autorisée par les comités d'éthique de la recherche de l'université McGill et de l'Hôpital général juif.

Mesures des effets de la maladie

Fonctionnement physique

Nous avons mesuré le fonctionnement physique à l'aide du Medical Outcomes Study Short-Form 36 (SF-36)[13] qui, grâce à ses bonnes propriétés psychométriques, est fréquemment utilisé pour évaluer la qualité de vie liée à la santé. Il se décompose en huit dimensions : fonctionnement physique, fonctionnement social, limitations des rôles dues aux problèmes physiques, limitations des rôles dues aux problèmes émotionnels, santé mentale, vitalité, douleurs physiques et perception de la santé en général. Les scores varient de 0 (pire) à 100 (meilleur). Les huit échelles sont combinées en deux mesures sommaires dont l'une, le score de la composante physique (SF36-PCS), donne une estimation globale de la santé physique, mais nous avons plutôt choisi de mesurer la fonction physique directement à l'aide du score de la dimension du fonctionnement physique. Nous avons mesuré la douleur de manière plus précise à l'aide du Questionnaire McGill sur la douleur (QMD)[14].

Douleur

La douleur a été évaluée à l'aide de la forme abrégée du QMD[15], qui contient 11 éléments portant sur la dimension sensorielle de la douleur et quatre autres concernant sa dimension affective. Chaque descripteur est classé selon une échelle d'intensité à quatre degrés (0-3; aucune à sévère), et les scores totaux varient de 0 (aucune douleur) à 45 (douleur sévère). Le QMD est fréquemment utilisé et possède de bonnes propriétés psychométriques. Dans cette étude, nous avons utilisé le score total associé à la douleur.

Activité de la maladie

Nous avons évalué l'activité de la maladie à partir du nombre d'articulations enflées et douloureuses, qui a été déterminé selon la méthode de l'American College of Rheumatology[16]. Nous avons également mesuré la concentration sanguine d'un réactif de phase aiguë, la protéine C-réactive (PCR). La combinaison du nombre d'articulations enflées, du nombre d'articulations douloureuses, de l'évaluation globale de l'activité de la maladie chez le patient et de la concentration sanguine de PCR donne le Disease Activity Score in 28 joints (DAS28) (score d'activité de la maladie pour 28 articulations)[17-20]. Le DAS28, fondé sur 28 articulations constituant un sous-ensemble des critères de l'American College of Rheumatology, a été élaboré[17] et validé[18] pour les patients atteints de PR et est considéré comme une mesure valide de l'activité de la maladie[18]. Les critères de validation incluent les corrélations avec un groupe choisi d'autres variables de la maladie (validité corrélationnelle), avec l'incapacité physique et l'avis d'un groupe de rhumatologues cliniciens (validité de critère respectivement I et II), ainsi qu'avec l'atteinte des mains et des pieds évaluée par radiographie (validité de construit)[18]. Le DAS28 ne tient pas compte des articulations de la cheville et du pied[21].

Dans notre étude, nous avons procédé à l'évaluation globale de l'activité de la maladie par le patient à l'aide d'une échelle visuelle analogique à 11 degrés allant de 0 (meilleur résultat) à 10 (pire résultat) par rapport à la semaine précédente. Le rhumatologue a coté l'évaluation globale médicale de l'activité de la maladie effectuée à l'aide d'une échelle d'évaluation numérique à 11 degrés allant de 0 (aucune activité arthritique) à 10 (arthrite la plus sévère).

Mesures psychosociales et mesures des compétences parentales et du fonctionnement des enfants

Center for Epidemiologic Studies - Depression Mood Scale

Le Center for Epidemiologic Studies – Depression Mood Scale (CES-D) [Échelle d'évaluation de l'état dépressif et de l'humeur du Center for Epidemiologic Studies] est un questionnaire d'autoévaluation de 20 éléments destiné à mesurer la dépression dans la population générale[22]. Le répondant doit indiquer à quelle fréquence chaque expérience décrite dans l'élément a été ressentie au cours de la semaine précédente. Les scores vont de 0 à 60, un score plus élevé indiquant une dépression plus profonde. Un score de coupure de 16 est la norme pour repérer une dépression, mais, dans les maladies chroniques comme la PR, on préconise plutôt un score de coupure de 19[23,24]. Dans notre étude, nous avons utilisé le score total (variable continue) pour mesurer la sévérité des symptômes.

Indice de stress parental

L'Indice de stress parental (ISP) (version abrégée du questionnaire)[25] est un instrument fondé sur l'autodéclaration, constitué de 36 éléments et qui évalue la détresse parentale. Il est constitué de trois sous-échelles, Détresse parentale, Interaction parent-enfant dysfonctionnelle et Enfant difficile. Chaque élément est évalué sur une échelle de 1 (« pas du tout d'accord ») à 5 (« tout à fait d'accord »). Plus le score est élevé, plus le stress est grand. Le coefficient α de Cronbach varie de 0,88 à 0,95 et on a établi la validité de construit de l'échelle par rapport aux mesures des problèmes de comportement des enfants[25]. Dans cette étude, c'est le score total qui a été utilisé.

Indice d'incapacité parentale

L'Indice d'incapacité parentale (IIP) a été élaboré pour mesurer la fonction et l'incapacité parentales et a été validé chez les femmes atteintes de PR[8]. Les 27 éléments de cette échelle sont notés de 0 à 3, 0 signifiant aucune incapacité et 3 indiquant l'incapacité à accomplir les tâches parentales. L'IIP est le niveau de

difficulté moyen mesuré dans les différentes dimensions correspondant à la cohorte du parent et au groupe d'âge de l'enfant. Deux scores sommaires ont été élaborés, celui employé dans cette étude étant l'IIP modifié (IIPM)[8]. Cette échelle a été validée dans une population atteinte de PR.

Child Behavior Checklist

Les versions adaptées aux enfants âgés de 1,5 à 5 ans et de 6 à 18 ans de la Child Behavior Checklist (CBCL)[26,27] [Liste de contrôle du comportement des enfants] ont été utilisées pour évaluer les problèmes de comportement des enfants. Les parents évaluent le comportement de leurs enfants au cours des deux derniers mois. À chaque élément est attribué un score allant de 0 pour « pas vrai » à 2 pour « très ou souvent vrai ». Les deux versions possèdent trois scores à « large bande » (scores sommaires) portant sur les problèmes d'intériorisation, les problèmes d'extériorisation et les problèmes totaux. Les problèmes d'intériorisation mesurés sont l'anxiété, la dépression et les symptômes somatiques; les problèmes d'extériorisation mesurés sont les problèmes de conduite, l'hyperactivité et l'agressivité. La fiabilité de test-retest varie de 0,88 à 0,91 pour les échelles à « large bande », et la fiabilité interévaluateurs de la CBCL est de 0,72 pour les problèmes d'intériorisation et de 0,85 pour les problèmes d'extériorisation[26]. Nous avons utilisé les scores d'intériorisation et d'extériorisation pour les deux groupes d'âge. Pour obtenir des données comparables, lorsque deux enfants ou plus vivaient à la maison, les parents ont été invités à évaluer le comportement de celui des enfants dont l'âge se rapprochait le plus de 10 ans.

Analyse statistique

En raison de la petite taille de l'échantillon (n = 29), on doit considérer les analyses de données effectuées dans cette étude comme de nature exploratoire. Les données ont été analysées à l'aide du logiciel SPSS version 17 pour Windows (IBM, Chicago, Illinois, États-Unis). On a eu recours à des statistiques descriptives pour résumer les caractéristiques de départ des patients atteints d'AID. On a utilisé des corrélations de Pearson pour calculer les associations entre les différentes variables continues de l'étude. Les données manquantes n'ont pas fait l'objet d'une imputation et nous n'avons pas inclus dans nos calculs les cas pour lesquels manquaient certaines données.

Résultats

L'âge moyen des participants de l'étude était de près de 42 ans; 20 (69 %) étaient des femmes et 23 (79 %) vivaient en couple. Au total, 21 participants (72 %) avaient un emploi : 14 travaillaient à plein temps, 3 étaient en congé de maladie, 2 travaillaient à temps partiel et 2 étaient travailleurs autonomes. Le revenu annuel total du ménage de plus de la moitié des participants était supérieur à 60 000 $. L'échantillon affichait un niveau de scolarité très élevé, 20 (69 %) participants ayant un diplôme collégial ou universitaire de premier cycle ou des cycles supérieurs. Sur nos 29 participants, 15 (52 %) avaient 1 enfant, 10 (35 %) avaient 2 enfants et 4 (14 %) avaient trois enfants âgés de moins de 18 ans vivant à la maison. Chez nos participants, la durée moyenne de la maladie était de 8,24 mois (écart-type : 3,65). Quatre participants (14 %) ont obtenu un score supérieur au point de coupure de 19 au CES-D (voir tableau 1).

L'âge moyen de l'enfant cible (celui dont l'âge se rapprochait le plus de 10 ans) était de 10,6 ans. La proportion de garçons et de filles était presque également distribuée dans l'échantillon, et 48 % des enfants cibles étaient des filles. Trois enfants ont obtenu des scores supérieurs à la valeur de coupure clinique de 60 pour l'évaluation des problèmes d'intériorisation et d'extériorisation avec la CBCL.

Le stress parental (ISP) n'était significativement corrélé qu'au score total de l'humeur dépressive du CES-D. L'incapacité parentale autoperçue (IIPM) était, elle, corrélée, outre à l'humeur dépressive (CES-D), à toutes les mesures de la maladie : évaluation médicale globale de l'activité de la maladie, nombre d'articulations douloureuses, dysfonctionnement physique (SF-36) et douleur (QMD). Les problèmes de comportement d'intériorisation et d'extériorisation des enfants perçus par les patients (CBCL, tous les âges) étaient significativement corrélés à l'évaluation médicale globale de l'activité de la maladie. Les symptômes de dépression des parents n'étaient pas associés aux problèmes de comportement de leur enfant. Le tableau 2 indique les relations entre la santé physique et mentale du parent et les problèmes de rôle parental et de comportement de l'enfant.

Le stress parental (ISP) était également significativement corrélé à l'incapacité parentale (IIPM) et aux problèmes d'intériorisation et d'extériorisation des enfants (CBCL). L'incapacité parentale autoperçue (IIPM) était significativement corrélée, outre au stress parental, aux problèmes d'extériorisation de l'enfant (CBCL). Le tableau 3 indique les interrelations entre les variables du rôle parental et celles du comportement des enfants.

D'autres variables liées à la maladie, dont le nombre d'articulations enflées, la concentration de PCR et le score au DAS28, ne présentaient pas de corrélation significative avec l'une ou l'autre des mesures du rôle parental ou du comportement des enfants.

Analyse

Les tâches parentales sont extrêmement exigeantes sur le plan tant physique qu'émotionnel[28]. Compte tenu de la rareté des articles scientifiques sur la manière dont les patients atteints d'arthrite chronique qui ont de jeunes enfants gèrent tant leur maladie que leurs tâches parentales, nous avons cherché à examiner la relation entre l'arthrite dans ses premiers stades (entre 6 semaines et 18 mois) et la détresse autoévaluée par le patient, son aptitude à s'acquitter de ses tâches parentales et sa perception du comportement de son enfant.

Selon les principales constations de cette étude, l'arthrite, même dans ses premiers stades, interfère bel et bien avec le rôle parental. Nos patients ont souffert d'une incapacité parentale croissante au fur et à mesure de l'augmentation de la valeur des multiples mesures de l'activité de la maladie, notamment la douleur, le dysfonctionnement physique, le nombre

TABLEAU 1
Caractéristiques des participants de l'étude (N = 29)

Variable de l'étude	Fréquence n (%)	Moyenne (ÉT)	Intervalle de confiance à 95 %
Caractéristiques des participants			
Âge (années)		41,97 (7,95)	26 à 57
Femme	20 (69)		
En couple	23 (79)		
Occupant un emploi	21 (72)		
Revenu annuel du ménage			
inférieur à 60 000 $	11 (38)		
60 000 $ et plus	17 (59)		
Niveau de scolarité			
Secondaire ou moins	9 (31)		
Collège ou plus	20 (69)		
Nombre d'enfants			
1	15 (52)		
2	10 (35)		
3	4 (14)		
Âge de l'enfant cible[a]		10,60 (5,10)	1,00 à 18,00
Sexe de l'enfant cible[a] : fille	13 (48)		
Caractéristiques de la maladie			
Durée (mois)		8,24 (3,65)	4,00 à 18,00
Fonctionnement physique SF-36		60,04 (28,90)	5,00 à 100,00
Douleur totale QMD		8,60 (11,17)	0,00 à 45,00
Nombre d'articulations enflées		9,19 (9,56)	0,00 à 39,00
Nombre d'articulations douloureuses		16,00 (12,76)	0,00 à 43,00
PCR (mg/L)		22,87 (22,49)	0,30 à 69,00
DAS28		5,30 (1,80)	2,61 à 8,08
Évaluation médicale globale de l'activité de la maladie		3,96 (2,71)	0,00 à 10,00
Variables psychosociales			
Humeur dépressive totale CES-D		10,03 (10,58)	0,00 à 41,00
ISP		63,89 (19,43)	36,00 à 100,00
IIPM tous les âges		0,65 (0,61)	0,00 à 1,95
Problèmes d'extériorisation, tous les âges, CBCL		47,96 (8,18)	34,00 à 65,00
Problèmes d'intériorisation, tous les âges, CBCL		50,55 (11,39)	33,00 à 78,00

Abréviations : CBCL, Child Behavior Checklist [Liste de contrôle du comportement des enfants]; CES-D, Center for Epidemiologic Studies – Depression Mood Scale; DAS28, Disease Activity Score in 28 joints [Score d'activité de la maladie au niveau de 28 articulations]; ÉT, écart-type; IIPM, Indice d'incapacité parentale modifié; ISP, Indice de stress parental; PCR, protéine C-réactive; QMD, Questionnaire McGill sur la douleur; SF-36, Medical Outcomes Study Short Form 36.

[a] Pour obtenir des données comparables, s'il y avait deux enfants ou plus vivant à la maison, les parents étaient invités à évaluer le comportement de celui dont l'âge était le plus proche de 10 ans.

d'articulations douloureuses et l'évaluation médicale globale de l'activité de la maladie. Les patients ont fait état de difficultés pour, notamment, se pencher, avoir des activités extérieures ou recevoir d'autres enfants à la maison. Cette impression de ne pas s'acquitter adéquatement de ses tâches parentales peut avoir engendré un sentiment de détresse, comme semblent l'indiquer l'étroite corrélation observée entre l'incapacité parentale et le stress parental et le fait que ces deux facteurs soient liés au score obtenu à l'évaluation de l'humeur dépressive réalisée avec le questionnaire CES-D.

Ces observations sont en accord avec les résultats des recherches antérieures portant sur des patients atteints de PR à un stade plus avancé[7,8]. Dans ces études, on a observé que de nombreux patients avaient de la difficulté à s'occuper de leurs enfants et, en particulier, à accomplir les tâches nécessitant un effort physique comme soulever un enfant du sol, ou encore suivre le rythme de leurs enfants. Ces difficultés sont souvent reliées à des problèmes physiques ou psychologiques tels que l'anxiété, la dépression et la culpabilité. White et collab.[29] ont également constaté que chez les mères souffrant de PR, une plus grande fatigue était un prédicteur significatif d'une fréquence et d'une intensité accrues de problèmes quotidiens dans l'exécution des tâches parentales et d'une plus grande difficulté à surveiller les déplacements de leurs enfants[29]. Les mères atteintes éprouvaient plus de difficultés à surveiller leur enfant si elles étaient plus déprimées et étaient aux prises avec une exacerbation[29]. Nos résultats sont également en accord avec ceux d'une étude très récente[30] portant sur les répercussions du lupus érythémateux systémique sur la capacité des mères de s'occuper de leurs enfants. Les auteurs ont observé qu'une augmentation de la fatigue et de l'incapacité fonctionnelle se traduisait par des scores d'IIP plus élevés chez les mères ayant des enfants âgés de moins de 18 ans vivant à la maison. La durée moyenne de la maladie de ces mères était de 7 ans. Dans notre étude, nous avons pu déceler une association entre l'incapacité parentale perçue par le patient et les variables de la maladie dans les huit mois suivant, en moyenne, la survenue de cette dernière.

La diminution de l'efficacité du patient dans l'exécution de ses tâches parentales et la détresse psychologique concomitante affectent ses enfants. Les enfants dont les parents présentaient une maladie plus active selon l'évaluation médicale étaient perçus par ces derniers comme présentant davantage de problèmes comportementaux d'intériorisation et d'extériorisation. Le stress parental était associé à des problèmes d'intériorisation et d'extériorisation, tandis que l'incapacité parentale n'était corrélée qu'avec les problèmes d'extériorisation. Il est possible que les enfants que les parents supervisent moins et dont ils s'occupent moins soient plus

TABLEAU 2
Corrélations produit-moment de Pearson (*r*) entre les variables de l'étude

Statistiques		Mesure de la santé/maladie parentale				
		Humeur dépressive totale CES-D[a]	Évaluation médicale globale de l'activité de la maladie	Nombre d'articulations douloureuses	Fonctionnement physique SF-36[a]	Douleur totale QMD[a]
Variables du rôle parental[a]						
Indice de stress parental (ISP)	*r*	0,565[*]	0,360	0,039	−0,149	0,045
	p	0,002	0,077	0,874	0,488	0,834
	n	27	25	19	24	24
Indice d'incapacité parentale (IIPM)	*r*	0,716[**]	0,648[**]	0,541[*]	−0,608[**]	0,455[*]
	p	< 0,001	0,001	0,025	0,003	0,038
	n	24	22	17	21	21
Problèmes de comportement des enfants (CBCL)[a]						
Intériorisation	*r*	0,348	0,503[*]	0,017	−0,148	0,020
	p	0,113	0,020	0,951	0,546	0,934
	n	22	21	15	19	19
Extériorisation	*r*	0,363	0,441[*]	0,016	−0,274	0,092
	p	0,074	0,035	0,950	0,218	0,684
	n	25	23	18	22	22

Abréviations : CBCL, Child Behavior Checklist [Liste de contrôle du comportement des enfants]; CES-D, Center for Epidemiologic Studies – Depression Mood Scale; IIPM, Indice d'incapacité parentale modifié; ISP, Indice de stress parental; QMD, Questionnaire McGill sur la douleur; SF-36, Medical Outcomes Study Short Form 36; ÉT, écart-type.

[a] Ces données sont fondées sur les perceptions des patients.

[*] Corrélation significative à un niveau de 0,05 (bilatéral).

[**] Corrélation significative à un niveau de 0,01 (bilatéral).

susceptibles de désobéir et d'être agressifs. Dans une étude réalisée par Welch et collab.[51], les parents qui avaient reçu depuis peu un diagnostic de cancer n'ont pas décelé de problèmes affectifs ou comportementaux chez leurs enfants à l'aide de l'échelle CBCL; toutefois ces derniers, et en particulier les adolescentes, ont fait état de symptômes d'anxiété et de dépression et d'un comportement agressif[51]. Au vu de ces constatations, les études à venir devraient porter sur les autodéclarations non seulement des parents, mais aussi des enfants, afin de permettre de brosser un portrait plus complet de la détresse des enfants face à la maladie chronique d'un parent.

TABLEAU 3
Corrélations produit-moment de Pearson (*r*) entre les variables du rôle parental et celles du comportement des enfants

Statistiques		Variables des compétences parentales		Variables du comportement des enfants	
		ISP	IIPM	CBCL – intériorisation	CBCL – extériorisation
ISP	*r*	—	0,441[*]	0,537[*]	0,572[*]
	p	—	0,031	0,010	0,003
	n	—	24	22	25
IIPM	*r*	—	—	0,232	0,486[*]
	p	—	—	0,325	0,022
	n	—	—	20	22
Problèmes de comportement des enfants (CBCL) – intériorisation	*r*	—	—	—	0,759[**]
	p	—	—	—	0,000
	n	—	—	—	22

Abréviations : CBCL, Child Behavior Checklist; IIPM, Indice d'incapacité parentale modifié; ISP, Indice de stress parental.

[*] Corrélation significative à un niveau de 0,05 (bilatéral).

[**] Corrélation significative à un niveau de 0,01 (bilatéral).

Le fait que ce soit l'évaluation médicale globale de l'activité de la maladie, et non pas les mesures du fonctionnement, de la douleur ou du nombre d'articulations atteintes, qui soit associée aux perceptions par les parents de comportements d'intériorisation et d'extériorisation de leurs enfants pourrait indiquer que la détresse du patient face à ses responsabilités parentales influe dans une certaine mesure sur l'évaluation médicale globale. Les rhumatologues pourraient être invités à adresser leur patient à des professionnels de la santé dans des domaines connexes pour obtenir au besoin une évaluation complémentaire.

Limites

Notre étude a été limitée par la faible taille de son échantillon (n = 29). Seuls 30 % des participants inscrits au registre McEAR

avaient des enfants âgés de moins de 18 ans vivant à la maison. Notre étude portant sur les compétences parentales, nous étions nécessairement limités aux patients ayant des enfants vivant avec eux à la maison. Nous ne disposions donc pas d'une puissance suffisante pour déceler des associations significatives entre les variables de l'étude. Par exemple, il n'a pas été possible d'explorer les différences sur le plan de l'emploi ou d'autres responsabilités non professionnelles qui pourraient avoir eu une influence sur le stress parental et l'humeur. Néanmoins, nous avons pu mettre en évidence des relations significatives entre l'humeur du parent et la manière dont il assume son rôle parental, ainsi qu'entre l'activité de la maladie et le comportement parental.

Comme il s'agissait d'une étude transversale, il n'a pas été possible d'estimer la relation de cause à effet dans les associations observées. Il faudrait effectuer des études longitudinales pour évaluer comment la progression de la maladie peut influer sur la relation parent-enfant et sur les enfants. Toutefois, d'après les recherches antérieures selon lesquelles, d'une part, l'incapacité d'accomplir les tâches quotidiennes auxquelles on accorde de l'importance est un puissant prédicteur de l'apparition subséquente de symptômes dépressifs, et d'autre part les symptômes dépressifs conduisent à une diminution du fonctionnement parental[32], nous pensons que l'incapacité à accomplir ses tâches parentales pourrait être associée à une détresse psychologique, laquelle aurait des répercussions négatives sur les enfants.

Une troisième limite de notre étude est le recours à l'autodéclaration par les parents de leurs symptômes psychologiques et physiques et des effets sur les enfants, ce qui pourrait engendrer une variance due à une méthode commune. Les recherches futures devraient suivre les familles de manière longitudinale afin de voir comment la progression de la maladie ou sa régression après un traitement influe sur la relation parent-enfant et sur les enfants. De plus, il serait utile d'obtenir de l'information auprès des enfants eux-mêmes et de demander des évaluations indépendantes faites par des enseignants ou d'autres informateurs au fait de la situation.

Enfin, d'après des études récentes, l'échelle DAS28 pourrait sous-estimer l'activité de la maladie chez certains patients atteints de PR dont la maladie s'est déclarée principalement dans les articulations du pied, et plus particulièrement durant les deux premières années de la maladie[21].

Conclusion

Notre étude a mis en évidence une incapacité potentielle des parents à prodiguer à leurs enfants des soins de qualité en raison de la douleur causée par l'arthrite, du dysfonctionnement physique et de l'activité de cette maladie. La déficience physique autoperçue était associée à une détresse psychologique chez les parents et à la perception de problèmes de comportement chez leur enfant, ce qui met en lumière l'interdépendance et la complexité des relations entre la santé physique et psychologique du parent et les interactions parent-enfant. Une approche pluridisciplinaire des soins pour les parents atteints d'arthrite s'impose. Il est important de prendre en charge non seulement les symptômes physiques de l'arthrite, mais aussi la détresse affective découlant de la douleur et de la déficience fonctionnelle associées à la maladie. Backman et collab.[9] ont proposé quelques stratégies susceptibles d'aider les parents atteints d'arthrite à accomplir leurs tâches parentales, comme une réduction des attentes, des approches souples ou alternatives dans l'accomplissement des tâches parentales, des interventions de santé publique et la formulation de conseils crédibles fondés sur l'expérience de parents vivant avec l'arthrite[9]. Il pourrait également être salutaire de reformuler et d'expliquer les comportements liés à cette maladie aux enfants[33] et d'encourager ces derniers à faire preuve de maturité dans leur comportement[34].

Remerciements

Cette étude a été financée par la subvention 8455 du Fonds de la recherche en santé du Québec.

Références

1. Anderson KO, Bradley LA, Young LD, McDaniel LK, Wise CM. Rheumatoid arthritis: review of psychological factors related to etiology, effects, and treatment. Psychol Bull. 1985;98(2):358-87.

2. Fex E, Larsson BM, Nived K, Eberhardt K. Effect of rheumatoid arthritis on work status and social and leisure time activities in patients followed 8 years from onset. J Rheumatol. 1998;25(1):44-50.

3. Lundwall RA. Parents' perceptions of the impact of their chronic illness or disability on their functioning as parents and on their relationships with their children. Fam J. 2002;10(3):300-7.

4. Korneluk YG, Lee CM. Children's adjustment to parental physical illness. Clin Child Fam Psychol Rev. 1998;1(3):179-93.

5. Sigal JJ, Perry JC, Robbins JM, Gagné MA, Nassif E. Maternal preoccupation and parenting as predictors of emotional and behavioral problems in children of women with breast cancer. J Clin Oncol. 2003; 21(6):1155-60.

6. Rolland JS. Parental illness and disability: a family systems framework. J Fam Ther. 1999;21(3):242-66.

7. Grant MI, Foster NE, Wright CC, Barlow JH, Cullen LA. Being a parent or grandparent with back pain, ankylosing spondylitis or rheumatoid arthritis : a descriptive postal survey. Musculoskeletal Care. 2004;2(1):17-28.

8. Katz PP, Pasch LA, Wong B. Development of an instrument to measure disability in parenting activity among women with rheumatoid arthritis. Arthritis Rheum. 2003;48(4):935-43.

9. Backman CL, Smith L, del F, Smith S, Montie PL, Suto M. Experiences of mothers living with inflammatory arthritis. Arthritis Rheum. 2007;57(3):381-8.

10. Barlow JH, Cullen LA, Foster NE, Harrison K, Wade M. Does arthritis influence perceived ability to fulfill a parenting role? Perceptions of mothers, fathers and grandparents. Patient Educ Couns. 1999;37(2): 141-51.

11. Turner-Cobb JM, Steptoe A, Perry L, Axford J. Adjustment in patients with rheumatoid arthritis and their children. J Rheumatol. 1998;25(3):565-71.

12. Hirsch BJ, Moos RH, Reischl TM. Psychosocial adjustment of adolescent children of a depressed, arthritic, or normal parent. J Abnorm Psychol. 1985;94(2):154-64.

13. McHorney CA, Ware JE Jr, Raczek AE. The MOS 36-Item Short-Form Health Survey (SF-36) : II. Psychometric and clinical tests of validity in measuring physical and mental health constructs. Med Care. 1993;31(3):247-63.

14. Melzack R. The McGill Pain Questionnaire: major properties and scoring methods. Pain. 1975;1(3):277-99.

15. Melzack R. The short-form McGill Pain Questionnaire. Pain. 1987;30(2):191-7.

16. Felson DT, Anderson JJ, Boers M, Bombardier C, Chernoff M, Fried B et collab. The American College of Rheumatology preliminary core set of disease activity measures for rheumatoid arthritis clinical trials. The Committee on Outcome Measures in Rheumatoid Arthritis Clinical Trials. Arthritis Rheum. 1993; 36(6):729-40.

17. van der Heijde DM, van't Hof MA, van Riel PL, Theunisse LA, Lubberts EW, van Leeuwen MA et collab. Judging disease activity in clinical practice in rheumatoid arthritis: first step in the development of a disease activity score. Ann Rheum Dis. 1990;
49(11):916-20.

18. van der Heijde DM, van't Hof MA, van Riel PL, van Leeuwen MA, van Rijswijk MH, van de Putte LB. Validity of single variables and composite indices for measuring disease activity in rheumatoid arthritis. Ann Rheum Dis. 1992;51(2):177-81.

19. van der Heijde DM, van Riel PL, van Leeuwen MA, van't Hof MA, van Rijswijk MH, van de Putte LB. Prognostic factors for radiographic damage and physical disability in early rheumatoid arthritis. A prospective follow-up study of 147 patients. Br J Rheumatol. 1992;31(8):519-25.

20. Wijnands MJ, van't Hof MA, van Leeuwen MA, van Rijswijk MH, van de Putte LB, van Riel PL. Long-term second-line treatment : a prospective drug survival study. Br J Rheumatol. 1992;31(4):253-8.

21. Bakker MF, Jacobs JW, Kruize AA, van der Veen MJ, van Booma-Frankfort C, Vreugdenhil SA et collab. Misclassification of disease activity when assessing individual patients with early rheumatoid arthritis using disease activity indices that do not include joints of feet. Ann Rheum Dis. 2012;71(6):830-5.

22. Radloff LS. The CES-D scale. A self-report depression scale for research in the general population. Appl Psychol Meas. 1977;1(3): 385-401.

23. Martens MP, Parker JC, Smarr KL, Hewett JE, Slaughter JR, Walker SE. Assessment of depression in rheumatoid arthritis : a modified version of the center for epidemiologic studies depression scale. Arthritis Rheum. 2003;49(4):549-55.

24. McQuillan J, Fifield J, Sheehan TJ, Reisine S, Tennen H, Hesselbrock V et collab. A comparison of self-reports of distress and affective disorder diagnoses in rheumatoid arthritis : a receiver operator characteristic analysis. Arthritis Rheum. 2003;49(3): 368-76.

25. Abidin RR. Parenting stress index: short form (3rd ed: test manual. University of Virginia (36-item version). Odessa (FL) : Psychological Assessment Resources, Inc; 1995.

26. Achenbach TM. Child behavior checklist for ages 6–18. Burlington (VT) : University of Vermont, Research Center for Children, Youth, & Families; 2001.

27. Achenbach TM, Ruffle TM. The Child Behavior Checklist and related forms for assessing behavioral/emotional problems and competencies. Pediatr Rev. 2000;21(8): 265-71.

28. Umberson D. Relationships with children : explaining parents' psychological well-being. J Marriage Fam. 1989;51(4):999-1012.

29. White CP, White MB, Fox MA. Maternal fatigue and its relationship to the caregiving environment. Fam Syst Health. 2009; 27(4):325-45.

30. Poole JL, Rymek-Gmytrasiewicz M, Mendelson C, Sanders M, Skipper B. Parenting : the forgotten role of women living with systemic lupus erythematosus. Clin Rheumatol. 2012;31(6):995-1000.

31. Welch AS, Wadsworth ME, Compas BE. Adjustment of children and adolescents to parental cancer. Parents' and children's perspectives. Cancer. 1996;77(7):1409-18.

32. Pakenham KI, Cox S. Test of a model of the effects of parental illness on youth and family functioning. Health Psychol. 2011; à paraître.

33. Allaire S. How a chronically ill mother manages. Am J Nurs. 1988;88(1):46-9.

34. White CP, Mendoza J, White MB, Bond C. Chronically ill mothers experiencing pain : relational coping strategies used while parenting young children. Chronic Illn. 2009;5(1):33-45.

Surveillance populationnelle de l'asthme chez les travailleurs de Colombie-Britannique (Canada)

M. Koehoorn, Ph. D. (1); L. Tamburic, B. Sc. (2); C. B. McLeod, Ph. D. (2); P. A. Demers, Ph. D. (3); L. Lynd, Ph. D. (4); S. M. Kennedy, Ph. D. (1)

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

Résumé

Introduction : Des bases de données populationnelles sur la santé ont été utilisées pour la surveillance de l'asthme chez les travailleurs de la Colombie-Britannique pour la période 1999-2003. L'objectif était d'identifier des groupes à haut risque afin d'offrir des pistes pour des études complémentaires et l'élaboration de mesures d'éducation et de prévention ayant trait à l'asthme.

Méthodologie : Nous avons identifié des travailleurs à l'aide de codes de cotisation à un régime d'assurance maladie payée par l'employeur dans le registre médical de la Colombie-Britannique, puis couplé pour chaque travailleur les données sur ses consultations chez le médecin, sur ses hospitalisations, sur ses indemnités pour accident du travail et sur ses ordonnances; les cas d'asthme ont été définis par la présence d'un diagnostic d'asthme (Classification internationale des maladies [CIM]-9-493) dans ces dossiers médicaux. Les travailleurs ont été assignés à un groupe d'exposition « à risque » ou non en fonction de leur secteur d'emploi.

Résultats : Chez les hommes, on a observé des taux d'asthme significativement plus élevés dans les secteurs Services publics, Transport/Entreposage, Fabrication de produits en bois et de papier (Scieries), Soins de santé et assistance sociale et Enseignement. Chez les femmes, on a observé des taux d'asthme significativement supérieurs dans les secteurs Services de gestion des déchets et d'assainissement et Soins de santé et assistance sociale.

Conclusion : Les données ont confirmé une forte prévalence d'asthme « actif » chez les travailleurs de Colombie-Britannique et, plus particulièrement, des taux plus élevés chez les femmes que chez les hommes, ainsi que dans les secteurs d'emploi associés à la présence d'irritants respiratoires reconnus tels que la poussière et les substances chimiques.

Mots-clés : surveillance populationnelle, maladies professionnelles, asthme, Colombie-Britannique

Introduction

L'exposition à des risques professionnels représente une part importante du fardeau national et mondial de la maladie, qui pourrait être considérablement allégé par la reconnaissance, l'évaluation et la maîtrise de ces risques. L'asthme lié au travail est considéré comme la maladie respiratoire d'origine professionnelle la plus répandue dans les pays industrialisés[1]. Les diverses substances auxquelles peuvent être exposés les travailleurs, que ce soit les poussières organiques et inorganiques ou des agents biologiques tels que la farine et les céréales, les végétaux, la fourrure, les plumes, les champignons et différents types de bois, représentent des facteurs de risque importants tant pour l'apparition de l'asthme que pour son aggravation chez l'adulte[2,3]. Dans sa recension de la littérature portant principalement sur des études réalisées dans les pays industrialisés, l'American Thoracic Society[4] estime qu'environ 15 % des cas d'asthme sont attribuables à une exposition professionnelle, mais d'autres auteurs estiment que ce pourcentage est plutôt de 29 % voire de 36,5 %[5,6]. Les statistiques sur les indemnisations des travailleurs ne rendent souvent pas compte d'un tel niveau de risque dans la population[7]. L'utilisation à des fins de surveillance des données sur les réclamations acceptées d'indemnisation des travailleurs comporte certaines limites, dont l'incapacité des systèmes de données à évaluer avec certitude le nombre de cas de maladie à cause de la sous-déclaration[8], la non-reconnaissance du lien entre certaines expositions et leurs effets sur la santé, ou l'existence d'associations émergentes et pas encore reconnues, du fait de l'absence de collecte systématique de données.

Le National Institute for Occupational Safety and Health (NIOSH) des États-Unis a souligné la nécessité d'améliorer les méthodes de recherche en matière de surveillance[9-11]. Le NIOSH recommande tout particulièrement l'utilisation de sources de données couplées, comme les

Rattachement des auteurs :

1. School of Population and Public Health, University of British Columbia, Vancouver (Colombie-Britannique), Canada
2. Centre for Health Services and Policy Research, University of British Columbia, Vancouver (Colombie-Britannique), Canada
3. Centre de recherche sur le cancer professionnel, Action Cancer Ontario, Toronto (Ontario), Canada
4. Pharmaceutical Sciences, University of British Columbia, Vancouver (Colombie-Britannique), Canada

Correspondance : Mieke Koehoorn, School of Population and Public Health, University of British Columbia, 2206 East Mall 1er Floor Vancouver (Colombie-Britannique) V6T 1Z3; tél. : 604-822-5756; téléc. : 604-822-4994; courriel : mieke.koehoorn@ubc.ca

données de nature administrative et médicale, pour repérer certaines populations susceptibles d'être moins bien caractérisées dans les systèmes de surveillance existants. Nous avons analysé de nombreuses bases de données administratives sur la santé afin de procéder à une surveillance populationnelle des taux d'asthme par secteur d'emploi chez les travailleurs de la province canadienne de la Colombie-Britannique. Nous avons également analysé la validité apparente de cette approche de surveillance en examinant les taux d'asthme dans les groupes à haut risque à l'aide d'une matrice d'exposition[2]. Notre hypothèse est que le taux serait plus élevé chez les travailleurs des secteurs où sont présents des allergènes présumés ou avérés tels que la poussière de bois (par exemple l'industrie du bois et de fabrication de papier), les moisissures ou les endotoxines (par exemple les écoles) et le latex/glutaraldéhyde ou les agents nettoyants industriels (par exemple les services de soins de santé)[2,12,13].

Nous avons pu consulter des bases de données sur la recherche sur les services de santé et la santé des populations, par l'intermédiaire de Population Data BC[14]. Cette ressource regroupe des données longitudinales individuelles et anonymisées sur la santé de quatre millions et demi de résidents de Colombie-Britannique provenant de multiples sources. Le couplage de plusieurs bases de données administratives sur la santé constitue une approche novatrice de la surveillance de la santé au travail allant au-delà des statistiques sur les indemnisations des travailleurs. En tant qu'outils de surveillance, ces bases de données peuvent apporter des éléments de preuve sur l'existence d'une relation entre exposition et état de santé, offrant des pistes pour la réalisation d'études plus poussées auprès des groupes à haut risque, pour la reconnaissance de maladies liées au travail et pour l'élaboration de mesures d'éducation et de prévention.

Méthodologie

Population à l'étude

À partir du registre provincial de données sur la santé, nous avons répertorié les individus âgés de 15 à 64 ans qui, au moment de leur admission dans l'étude, avaient été inscrits (c.-à-d. qui avaient résidé dans la province) sans interruption pendant au moins trois ans. Ont été exclues de la population à l'étude les personnes dont le sexe n'était pas précisé ou qui avaient reçu un diagnostic de maladie pulmonaire obstructive chronique (codes 491, 492 et 496 de la Classification internationale des maladies, version 9 [CIM-9]), compte tenu du risque de chevauchement entre les diagnostics d'asthme et de maladie pulmonaire obstructive chronique chez les aînés. Parmi les résidents inscrits sans interruption, nous avons recensé les travailleurs ayant fait usage dans le registre de données sur la santé d'un code de cotisation à un régime d'assurance maladie payée par l'employeur. La population à l'étude étant dynamique, les individus pouvaient être admis à tout moment entre 1999 et 2003, dans la mesure où ils satisfaisaient aux critères d'inclusion.

Groupes d'exposition

On a utilisé les codes de cotisation à un régime d'assurance maladie payée par l'employeur pour classer chaque participant dans un secteur d'emploi normalisé (code du SCIAN ou Système de classification des industries de l'Amérique du Nord[15]). Pour répertorier les secteurs comportant une exposition à des allergènes présumés ou avérés, définis ici comme étant des secteurs à risque ou à haut risque, nous avons utilisé une matrice d'exposition professionnelle propre à l'asthme[2] élaborée antérieurement pour des études de population. Toutes les concordances entre la matrice et l'échantillon de notre étude ont été analysées par des chercheurs (MK, PD) possédant une expertise en matière d'asthme professionnel et de santé au travail, et connaissant bien les secteurs d'activité de la Colombie-Britannique et leurs caractéristiques d'exposition.

Sources des données sur la santé

Les données médicales concernant les consultations chez le médecin et les hospitalisations, les demandes d'indemnisation pour accident du travail et les ordonnances exécutées pour l'ensemble de la population de la Colombie-Britannique ont été mises à la disposition des chercheurs – dont le projet a été approuvé par le ministère de la Santé, WorkSafeBC et PharmaNet – par l'intermédiaire de Population Data BC. Les données ont été couplées pour chaque individu, mais les dossiers fournis aux chercheurs n'indiquaient aucun identifiant personnel. L'utilisation des données pour ce projet était assujettie à des ententes de consultation des données et de confidentialité conclues entre les gestionnaires des données et les chercheurs, et à l'autorisation accordée par le comité d'éthique de la recherche comportementale de l'Université de la Colombie-Britannique (autorisation n° B05-0664). Compte tenu du caractère universel du système de soins de santé en ce qui concerne les consultations médicales et les hospitalisations, compte tenu également du fait que plus de 93 % des membres de la population active sont couverts par un régime d'indemnisation des travailleurs et compte tenu enfin de la couverture provinciale de la base de données sur les ordonnances (toutes les ordonnances exécutées dans les pharmacies de la Colombie-Britannique), on considère que les données médicales sont exhaustives pour les résidents de la province. Le suivi de l'évolution de l'asthme a été limité aux années de la période à l'étude, en lien avec la disponibilité des dossiers médicaux pour l'ensemble des sources de données et celle des codes indiquant le secteur d'emploi dans le registre provincial de santé.

Définition de cas

On a utilisé le code 493 de la CIM-9 pour identifier l'asthme diagnostiqué par un médecin. Un travailleur répondait à la définition de cas s'il avait eu une hospitalisation liée à ce diagnostic, deux consultations médicales liées à ce diagnostic à l'intérieur d'une période de 12 mois, une demande d'indemnisation liée à ce diagnostic ou deux ordonnances pour n'importe quel médicament en lien avec l'asthme et confirmées par au moins une consultation médicale liée à ce diagnostic sur une période de 12 mois[7]. Si les deux consultations ou les deux ordonnances

chevauchaient deux années civiles, l'année de la première consultation ou de la première ordonnance a été attribuée au cas d'asthme. Les médicaments en lien avec l'asthme ont été répertoriés par le pharmacien membre de l'équipe de recherche (LL) et ont été extraits grâce à leur numéro d'identification de médicament (liste disponible sur demande).

Dans le cadre de cette surveillance, nous nous sommes intéressés aux cas d'asthme « actif » dans la population de travailleurs de l'étude durant chaque année de la période de suivi. Il est important de se concentrer sur l'asthme actif, car tant l'apparition de l'asthme (cas incidents durant le suivi) que l'aggravation de l'asthme existant (cas prévalents nécessitant des soins de santé durant le suivi) sont en Colombie-Britannique des affections indemnisables associées à l'exposition professionnelle. Les individus qui répondaient à la définition de cas avant leur admission dans l'étude ont été considérés comme des cas prévalents. Les individus qui ont répondu à la définition de cas pendant la période de suivi de l'étude (c.-à-d. qui n'avaient pas été asthmatiques au cours des trois ans précédant leur admission dans l'étude) ont été considérés comme des cas incidents. Les cas incidents ont été considérés comme des cas d'asthme actif dans l'année où ils sont devenus des cas incidents et durant chaque année ultérieure où le patient a eu un contact avec un professionnel de la santé en lien avec son asthme. Les cas prévalents ont été considérés comme des cas d'asthme actif durant chaque année où le patient a eu un contact avec un professionnel de la santé en lien avec son asthme. L'asthme actif a été défini par l'existence d'un contact avec le système de soins de santé (consultation médicale, hospitalisation, ordonnance ou demande d'indemnisation) au moins une fois par an.

Analyse statistique

Nous avons calculé les taux d'asthme actif par année de suivi à l'aide du logiciel Stata, version 10.1 (StataCorp, College Station, Texas, États-Unis). Nous avons comparé les taux normalisés selon l'âge et le sexe, et leurs intervalles de confiance à 95 %, entre les différents secteurs d'emploi et également entre les secteurs à haut risque et ceux à faible risque.

Résultats

Population à l'étude

Au total, 2,7 millions de résidents en âge de travailler ont été inscrits sans interruption aux services de santé durant la période de l'étude, entre 1999 et 2003 (« population inscrite »). Moins de 0,3 % d'entre eux ont été exclus pour cause d'absence de données sur le sexe (n = 4 001) ou pour diagnostic de maladie pulmonaire obstructive chronique (n = 3 456). On a réussi à déterminer le secteur d'emploi de 908 896 travailleurs à l'aide de codes de cotisation à un régime d'assurance maladie payée par l'employeur. Ces travailleurs représentaient 33 % de la population inscrite, mais 60 % de la population active en Colombie-Britannique[16]. Cette méthode de recensement d'une cohorte *active* représentative de la population à l'aide des codes de cotisation à un régime d'assurance maladie payée par l'employeur a pour conséquence une sous-représentation des travailleurs autonomes, des petites entreprises (c.-à-d. de moins de cinq employés) et des femmes, car ces groupes affichent des taux plus faibles de cotisation à un régime d'assurance maladie payée par l'employeur.

En 2003, les femmes représentaient 42,8 % de la population active incluse dans l'étude, 47,2 % de la main-d'œuvre totale de la Colombie-Britannique[17] et 50,6 % de la population inscrite. L'âge moyen de la population active étudiée était de 42,1 ans, alors qu'il était de 40,7 ans pour l'ensemble des travailleurs de la province[18] et de 39,4 ans pour la population inscrite.

La population active étudiée travaillait dans 843 secteurs d'emploi différents. Les hommes se retrouvaient principalement dans les secteurs Fabrication de produits en bois et de papier (14,8 % en 1999 et 13,4 % en 2003), Administration publique (11,7 % et 11,0 %) et Transport/Entreposage (8,2 % et 7,7 %). Les femmes étaient surtout présentes dans les secteurs Soins de santé et assistance sociale (22,8 % et 23,3 %) et Enseignement (14,9 % et 14,8 %). Ces chiffres sont comparables à la répartition entre les principaux secteurs d'emploi selon le sexe pour l'ensemble de la population active de la province, à l'exception des secteurs Entrepreneurs spécialisés pour les deux sexes, Construction pour les hommes et Hébergement et services de restauration pour les femmes[19].

Taux d'asthme actif

Globalement, nous avons recensé au total 41 966 cas d'asthme, dont 30 080 étaient des cas prévalents au moment de leur admission dans l'étude (soit un taux de prévalence de 33,1 cas pour 1 000 travailleurs) et 11 886 ont été inclus au cours de la période de suivi (soit un taux d'incidence cumulative de 13,1 cas pour 1 000 travailleurs). La majorité des cas d'asthme a été repérée par une consultation médicale (20,8 %) ou par une ordonnance associée à une consultation médicale (55,2 %). Seuls 302 cas (0,7 %) ont été repérés par une demande d'indemnisation pour accident du travail.

Les taux d'asthme actif pour les années 1999 à 2003 (tableau 1) variaient de 22,3 à 26,2 cas pour 1 000 travailleurs et de 33,7 à 40,6 cas pour 1 000 travailleuses. Une légère augmentation annuelle a été observée entre 1999 et 2003. Les taux d'asthme actif normalisés selon l'âge par secteur d'emploi sont présentés pour l'année 2003 seulement, car les résultats pour la période 1999-2002 étaient très similaires (tableau 2). Chez les hommes, le taux d'asthme actif était significativement plus élevé que le taux général dans la population active pour les travailleurs des secteurs Fabrication de produits en bois et de papier (y compris Scieries), Soins de santé et assistance sociale et Enseignement. On a également observé des taux supérieurs (même si l'intervalle de confiance [IC] à 95 % incluait le taux global pour la population active) chez les travailleurs de sexe masculin dans les secteurs Services publics, Transport/Entreposage, Enseignement, Extraction minière et extraction de pétrole et de gaz, Finance et assurances et Administration publique. Chez les femmes, le taux d'asthme actif était significativement plus élevé dans les

TABLEAU 1
Taux d'asthme actif[a] pour 1 000 travailleurs, Colombie-Britannique (Canada), 1999-2003

	1999 Taux (IC à 95 %)	2000 Taux (IC à 95 %)	2001 Taux (IC à 95 %)	2002 Taux (IC à 95 %)	2003 Taux (IC à 95 %)
Hommes	22,3 (21,8 à 22,7)	23,7 (23,2 à 24,1)	25,0 (24,5 à 25,5)	25,5 (25,0 à 25,9)	26,2 (25,7 à 26,7)
Secteur à risque élevé	25,2 (24,1 à 26,3)	27,1 (25,9 à 28,2)	27,8 (26,7 à 29,0)	28,5 (27,3 à 29,6)	28,6 (27,4 à 29,8)
Secteur à faible risque	21,5 (20,9 à 22,0)	22,8 (22,3 à 23,3)	24,3 (23,8 à 24,9)	24,8 (24,2 à 25,3)	25,6 (25,0 à 26,2)
Femmes	33,7 (33,0 à 34,4)	36,1 (35,4 à 36,8)	37,4 (36,7 à 38,1)	38,2 (37,5 à 38,9)	40,6 (39,9 à 41,3)
Secteur à risque élevé	35,2 (33,7 à 36,6)	36,0 (34,5 à 37,5)	38,0 (36,5 à 39,4)	38,2 (36,8 à 39,7)	41,6 (40,1 à 43,0)
Secteur à faible risque	33,3 (32,5 à 34,1)	36,1 (35,3 à 36,9)	37,3 (36,5 à 38,1)	38,2 (37,4 à 39,0)	40,2 (39,4 à 41,0)

Abréviations : IC, intervalle de confiance.

[a] L'asthme actif est défini par une consultation médicale, une hospitalisation, une demande d'indemnisation pour accident du travail ou une ordonnance liée à l'asthme. La définition inclut les cas incidents et les cas prévalents qui ont eu au moins un contact de ce type avec le système de soins de santé durant l'année de suivi.

secteurs Services de gestion des déchets et d'assainissement et Soins de santé et assistance sociale (incluant les hôpitaux généraux et les établissements de soins infirmiers). On a également observé des taux supérieurs (l'IC à 95 % incluant là aussi le taux global dans la population active) chez les femmes travaillant dans les secteurs Administration publique, Industrie de l'information et industrie culturelle et Enseignement.

Entre 1999 et 2003, les taux d'asthme actif chez les hommes travaillant dans les secteurs « à risque » ont varié entre 25,2 et 28,6 cas pour 1 000 travailleurs et sont demeurés supérieurs aux valeurs observées dans les secteurs « à faible risque ». Chez les femmes travaillant dans les secteurs à haut risque, les taux ont varié entre 35,2 et 41,6 cas pour 1 000 travailleurs. Bien que chez les femmes les taux aient été en général un peu plus élevés dans les secteurs à haut risque que dans ceux à faible risque, les différences n'étaient toutefois pas aussi constantes ni aussi marquées que celles observées chez les hommes.

Analyse

L'objectif de cette étude était d'examiner la pertinence de l'utilisation de données médicales couplées pour la surveillance populationnelle de l'asthme chez les travailleurs et d'analyser les secteurs d'emploi à risque pour mettre en place une surveillance en continu et élaborer des mesures de prévention. Pour ce faire, nous avons estimé le taux d'asthme actif dans un échantillon de travailleurs représentatif de la population par secteur d'emploi et dans les groupes de secteurs d'emploi présentant un risque élevé d'exposition à des allergènes présumés ou avérés.

L'utilisation de notre mesure de l'asthme actif pour la surveillance de la maladie liée au travail ne permet pas de faire des comparaisons avec les nombreuses autres études s'appuyant sur des mesures plus conventionnelles de l'incidence et de la prévalence de l'asthme pour obtenir des estimations dans la population. Néanmoins, notre taux annuel global d'asthme actif d'environ 30 cas pour 1 000 travailleurs est comparable au taux global de 3 % (soit 30 cas pour 1 000) d'asthme actif (défini par la survenue d'une crise d'asthme au cours de l'année précédente) observé dans l'enquête European Community Respiratory Health Survey (ECRHS)[20]. Notre définition de l'asthme actif pour cette étude inclut les cas incidents et prévalents nécessitant des soins de santé, et nous nous attendions à ce que nos estimations se situent dans l'intervalle des valeurs obtenues dans les études antérieures sur la prévalence et l'incidence. De fait, le taux d'incidence de l'asthme de 3 % (soit 30 cas pour 1 000 travailleurs) dans les professions à haut risque ou exposées obtenu dans l'étude ECRHS II[21] se situe bien dans l'intervalle des valeurs obtenues dans notre étude chez les travailleurs et les travailleuses des groupes à haut risque. Les estimations de la prévalence de l'asthme lié au travail effectuées à partir de données administratives portant sur un échantillon de la population active de la province canadienne du Manitoba ont mis en évidence des taux allant jusqu'à 48 cas pour 1 000 travailleurs dans certains groupes professionnels[12], des chiffres proches de nos estimations les plus élevées, observées chez les femmes appartenant aux groupes à haut risque. Les divergences entre nos observations et les résultats d'études précédentes pourraient être attribuées à des différences dans la définition de cas, ainsi qu'au fait que notre comparaison reposait sur la mesure d'un taux annuel d'asthme actif et sur la détermination du risque d'exposition par secteur d'emploi plutôt que par profession. Dans une étude sur l'apparition récente de l'asthme chez l'adulte effectuée sur un échantillon de travailleurs de la province de l'Alberta, l'on a observé un taux d'incidence de 1,6 % (soit 16 cas pour 1 000)[13] sur une période de suivi de 10 ans. Ce chiffre, plus élevé que notre estimation du taux d'incidence cumulatif de 13 cas pour 1 000 travailleurs, est probablement dû aux différences dans la définition de cas (une consultation médicale due à l'asthme était nécessaire dans l'étude albertaine). Globalement, notre système de surveillance a bien produit des estimations se situant dans la fourchette des valeurs obtenues dans d'autres études, et ce, malgré les différences sur le plan des méthodes, des définitions de cas et des caractéristiques de la main-d'œuvre.

Un taux d'asthme plus élevé chez les travailleuses que chez les travailleurs a également été observé dans l'étude de surveillance effectuée en Alberta[13], ainsi que dans des enquêtes nationales sur la santé traitant de l'asthme rapporté[22] et

TABLEAU 2
Taux d'asthme actif[a] corrigés selon l'âge pour 1 000 travailleurs, Colombie-Britannique (Canada), 2003

Secteur, sous-secteur[b]	Hommes Taux (IC à 95 %)	Secteur, sous-secteur[b]	Femmes Taux (IC à 95 %)
Taux global	26,5 (26,0, 27,0)	Taux global	40,6 (39,9 à 41,3)
Services publics	31,9 (26,3 à 37,6)	**Services de gestion des déchets et d'assainissement**	**47,3 (40,8 à 53,8)**
Transport et entreposage	30,2 (26,0 à 34,4)	**Soins de santé et assistance sociale**	**45,6 (43,7 à 47,4)**
Fabrication de produits en bois et de papier	**30,2 (28,7 à 31,7)**	**Établissements de soins infirmiers**	**47,0 (40,8 à 53,3)**
Scieries	**30,8 (28,5 à 33,2)**	**Hôpitaux généraux**	**42,9 (40,9 à 45,0)**
Soins de santé et assistance sociale	**29,8 (26,8 à 32,8)**	Hôpitaux spécialisés	41,6 (36,8 à 46,4)
Hôpitaux généraux	27,8 (24,0 à 31,7)	Administration publique	42,7 (40,3 à 45,0)
Services d'enseignement	28,1 (26,0 à 30,1)	Administration publique municipale	43,2 (38,2 à 48,1)
Écoles	**29,6 (27,0 à 32,3)**	Industrie de l'information et industrie culturelle	41,6 (37,9 à 45,2)
Universités	26,2 (21,8 à 30,5)	Services d'enseignement	41,5 (39,5 à 43,5)
Extraction minière et extraction de pétrole et de gaz	27,9 (22,8 à 33,0)	Collèges	44,5 (38,5 à 50,5)
Finance et assurances	27,3 (24,6 à 30,0)	Universités	41,7 (36,6 à 46,8)
Administration publique	26,9 (25,2 à 28,7)	Écoles	41,5 (39,1 à 43,8)
Administration publique municipale	26,7 (24,0 à 29,5)	Extraction minière et extraction de pétrole et de gaz	40,6 (23,1 à 58,1)
Industrie de l'information et industrie culturelle	26,2 (23,9 à 28,6)	Services publics	40,2 (28,9 à 51,6)
Télécommunications	26,0 (23,9 à 28,6)	Services professionnels, scientifiques et techniques	39,3 (35,5 à 43,1)
Transport	26,0 (24,1 à 28,0)	Finance et assurances	38,0 (35,7 à 40,2)
Services immobiliers	26,0 (21,0 à 31,1)	Arts, spectacles et loisirs	37,7 (30,8 à 44,7)
Services de gestion des déchets et d'assainissement	25,9 (21,6 à 30,3)	Commerce de détail (Général)	37,1 (32,0 à 42,2)
Hébergement et services de restauration	25,3 (22,0 à 28,6)	Hébergement et services de restauration	36,7 (33,0 à 40,3)
Commerce de gros	24,7 (22,8 à 26,6)	Commerce de gros	36,5 (32,5 à 40,5)
Commerce de détail (aliments et marchandises)	24,5 (22,7 à 26,3)	Commerce de détail (aliments et marchandises)	36,4 (33,6 à 39,2)
Métaux, Machines	24,5 (22,5 à 26,4)	Services immobiliers	34,7 (27,6 à 41,9)
Fabrication (aliments et textiles)	23,9 (20,7 à 27,1)	Fabrication de produits en bois et de papier	33,8 (29,7 à 37,8)
Services professionnels, scientifiques et techniques	23,7 (21,5 à 26,0)	Entreposage	33,8 (27,1 à 40,4)
Conception de systèmes informatiques	27,8 (22,7 à 32,8)	Transport	33,6 (29,8 à 37,4)
Arts, spectacles et loisirs	23,1 (18,4 à 27,8)	Construction	32,6 (24,4 à 40,7)
Agriculture, Foresterie	22,8 (19,4 à 26,1)	Métaux, Machines	30,9 (26,1 à 35,7)
Construction	22,6 (20,4 à 24,9)	Fabrication (aliments et textiles)	30,7 (25,7 à 35,8)
Commerce de détail (Général)	21,7 (17,2 à 26,2)	Gestion	30,5 (16,9 à 44,1)
Gestion	20,7 (10,8 à 30,7)	Agriculture, Foresterie	25,1 (16,4 à 33,8)

Abréviation : IC, intervalle de confiance.

Remarque : Les zones ombrées correspondent à un taux supérieur au taux global dans la population de travailleurs, les caractères gras à un IC à 95% incluant pas le taux global.

[a] L'asthme actif est défini par une consultation médicale, une hospitalisation, une demande d'indemnisation pour accident du travail ou une ordonnance liée à l'asthme. La définition inclut les cas incidents et les cas prévalents qui ont eu au moins un contact de ce type avec le système de soins de santé en 2003.

[b] Codes du Système de classification des industries de l'Amérique du Nord (SCIAN)[15] incluant les sous-secteurs lorsque la taille de l'échantillon le permet.

dans les résultats observés dans d'autres pays[5]. Dans l'étude réalisée en Alberta, qui s'appuyait sur une méthodologie semblable à la nôtre et basée sur des dossiers de santé pour la confirmation des cas au sein d'une population de travailleurs, le taux d'incidence de l'asthme adulte était deux fois plus élevé chez les femmes que chez les hommes[13], ce qui rejoint nos observations. Encore une fois, si les taux plus élevés obtenus dans l'étude albertaine peuvent s'expliquer par la définition des cas d'asthme actif dans l'année de suivi, la différence de taux entre femmes et hommes demeure en accord avec nos résultats. Les raisons liées à la profession pouvant expliquer la différence entre les sexes dans une population de travailleurs sont notamment que les femmes sont plus nombreuses à avoir des emplois à haut risque (par exemple en enseignement ou en soins de santé)[17] ou des emplois à haut risque où l'exposition n'est pas manifeste ou ne se prête pas au port d'un équipement de protection individuelle, ce qui se traduit par des symptômes d'asthme actif plus prononcés et par une sollicitation accrue des ressources médicales (le secteur des services de restauration contrastant par exemple avec celui de la fabrication de produits en bois et de papier[24]). Cet écart peut également tenir à une différence entre

les sexes associée à l'« effet du travailleur en bonne santé » selon lequel les hommes sont l'objet d'un « effet du travailleur embauché en bonne santé » plus prononcé, tandis que les femmes sont associées à un « effet du travailleur survivant en bonne santé »[24,25] plus marqué. Avec un effet plus prononcé du travailleur embauché en bonne santé, les hommes souffrant d'asthme apparu à l'enfance ou à l'âge adulte seraient moins susceptibles d'être embauchés à des postes à haut risque. Avec un effet plus prononcé du travailleur survivant en bonne santé, les femmes seraient plus susceptibles de demeurer dans la population active tout en souffrant d'asthme (quoique moins nombreuses à demeurer à leur poste à plus long terme). Il est également possible que les femmes soient plus nombreuses à travailler tout en présentant des symptômes d'asthme. Il semble que les facteurs socio-économiques influencent différemment les groupes vulnérables dont les femmes, qui jouissent d'une mobilité professionnelle moindre, ce qui les expose à un risque accru de subir les effets indésirables d'une exposition sur leur lieu de travail[24,26].

Notre étude a mis en évidence des secteurs d'emploi affichant des taux d'asthme actif supérieurs à la moyenne. Chez les travailleurs des secteurs exposés au bois ou à la poussière de bois et chez ceux qui travaillent dans les écoles et les établissements de soins de santé, le risque d'asthme était plus élevé que chez ceux travaillant dans d'autres secteurs. Ces résultats reflètent bien les connaissances sur les expositions présumées ou avérées liées aux poussières, aux moisissures/endotoxines, au latex/glutaraldéhyde ou aux agents de nettoyage industriels[2], et concordent avec les études de surveillance s'intéressant aux groupes à haut risque selon la profession, dont celles réalisées au Manitoba et en Alberta, qui ont également fait ressortir un risque plus grand chez les travailleurs dans le secteur de l'enseignement et les emplois connexes[12,13]. Les études précédentes ont permis de recenser d'autres groupes à haut risque, ce qui s'explique probablement par des différences entre les types d'emplois d'une province à l'autre (la foresterie est par exemple un secteur industriel majeur en Colombie-Britannique), ou par une description plus détaillée des expositions par catégorie professionnelle. Ainsi, l'étude réalisée en Alberta a mis en évidence un risque plus élevé chez les travailleurs des secteurs associés à la présence de farine ou d'aliments, de fibre de verre et de véhicules. De même, dans l'étude du Manitoba, on a observé des risques plus élevés dans le domaine de la fabrication, de l'installation et de la réparation d'équipement électrique et électronique et de matériel connexe.

Inversement, certains secteurs d'emploi tels que Métaux/Machines ou Fabrication (aliments et textiles) semblent ne pas présenter de risque accru par rapport aux autres. L'utilisation du secteur d'emploi comme mesure d'estimation de l'exposition pour les emplois à haut risque dans ce projet de surveillance pourrait engendrer plus de cas de mauvaise classification pour ces types de secteur. Un secteur comme celui de la fabrication peut être constitué d'une multitude de groupes professionnels différents. Certains sont associés à l'exposition à des allergènes connus ou présumés tels que les textiles, la poussière de bois ou les liquides utilisés pour le travail des métaux, mais d'autres ne le sont pas (par exemple Fabrication de boissons), ce qui cause un biais de réduction des estimations. En revanche, les secteurs tels que Enseignement ou Soins de santé et assistance sociale peuvent être dominés par plusieurs groupes professionnels importants comme les enseignants, les infirmières et les préposés à l'entretien, qui sont tous exposés à des allergènes connus ou présumés (par exemple des moisissures ou des substances chimiques irritantes), d'où une meilleure estimation de l'exposition au moyen de la méthode des secteurs d'emploi à risque. Globalement, la classification erronée de l'exposition à partir du secteur d'emploi exerce un biais modérateur, atténuant les estimations du risque. En fin de compte, l'idéal serait d'améliorer cette méthode de surveillance par une information plus détaillée sur les groupes professionnels à l'échelle de l'ensemble de la population. Cette information n'est actuellement fournie par aucune des bases de données administratives, à l'exception des dossiers de demandes d'indemnisation pour accident du travail. L'inclusion de la profession dans les registres médicaux ou les dossiers et bases de données sur la santé permettrait de disposer d'une source précieuse de données pour les études de surveillance, une conclusion partagée par d'autres auteurs ayant réalisé des études similaires[27]. Si l'on veut pouvoir exercer une surveillance populationnelle de la santé, il serait également important d'élaborer des approches novatrices pour l'obtention des données sur les professions et les secteurs d'emploi à l'aide des bases de données administratives, comme cela a été fait par Cherry et collab. en Alberta[13].

Si l'on suppose que le système de codage des employeurs du ministère de la Santé est valide pour la facturation, son utilisation est sans doute limitée en ce qui concerne la détermination de l'exposition à partir du code du secteur d'emploi. Les individus d'un secteur donné n'appartiennent pas tous à une profession qui sous-entend une exposition, et nous n'avons pas pu examiner les groupes *professionnels* à haut risque. Nous nous sommes appuyés sur une matrice d'exposition pour examiner les *secteurs d'emploi* à haut risque; une telle approche entraîne des biais de classification en faveur d'un résultat nul, ce qui peut expliquer pourquoi nous n'avons pas observé de différence plus prononcée entre le groupe à haut et celui à faible risque. Il est également possible que les erreurs de classification engendrées par l'utilisation du code de secteur d'emploi pour évaluer l'exposition soient plus importantes pour les femmes que pour les hommes, les emplois occupés par les femmes dans les secteurs à haut risque, comme celui de la construction, pouvant être plus diversifiés[28]. Cela expliquerait les différences moins marquées, parmi les femmes, entre les taux d'asthme observés dans les secteurs d'emploi à haut risque et dans ceux à faible risque.

Par ailleurs, on ne sait pas avec certitude si le secteur d'emploi au moment de la confirmation du cas est réellement le secteur dans lequel l'exposition a eu lieu. Les symptômes actuels peuvent être le résultat d'une exposition antérieure

(autrement dit, d'un emploi dans un secteur autre que le secteur actuel). Notre approche de surveillance populationnelle a pour effet d'annuler certains des biais associés à l'effet du travailleur en bonne santé dans les études antérieures de cohortes professionnelles et fournit des renseignements sur l'asthme dans la population active en suivant les travailleurs même lorsqu'ils quittent le marché du travail (ou changent de secteur d'emploi). En outre, comme nous l'avons souligné, les femmes, les travailleurs autonomes et ceux qui travaillent dans de petites entreprises sont sous-représentés par l'utilisation des codes du régime d'assurance maladie payée par l'employeur qui figurent dans le registre médical provincial.

Le nombre d'années de suivi possible a été limité par la disponibilité des codes de secteur d'emploi. Cependant, les façons de faire (et les expositions) au travail n'ont pas assez changé, au cours de la dernière décennie, pour rendre ces observations non pertinentes pour les travailleurs de ces secteurs aujourd'hui (ainsi, les travailleurs forestiers sont toujours exposés à la poussière de bois, les enseignants, aux moisissures et aux endotoxines, les préposés à l'entretien ménager, aux agents nettoyants industriels et les tôliers, aux liquides pour le travail des métaux), et la matrice d'exposition professionnelle utilisée dans notre étude s'appuie sur des facteurs de risque connus de l'asthme toujours présents dans ces secteurs. Il demeure que les données rétrospectives disponibles pour cette étude représentent la seule source connue de codes d'emploi pour une proportion importante de la population active qui ait pu être couplée à plusieurs bases de données sur la santé. Un avantage de l'utilisation de ces données administratives populationnelles est que la taille de la population étudiée permet une analyse fiable de l'âge, du sexe et d'autres caractéristiques. Un autre avantage est que la possibilité de coupler plusieurs bases de données sur la santé améliore la détermination des cas pour l'étude des résultats de santé en milieu de travail[29].

Nous ne prétendons pas que tous les cas d'asthme chez les travailleurs de notre étude soient liés au travail, mais il semble que les données sur les demandes d'indemnisation pour accident du travail sous-estiment l'asthme dans la population, ce qui rend nécessaire le recours à des sources de données additionnelles pour quantifier l'asthme chez les travailleurs et repérer les secteurs d'emploi affichant des taux plus élevés. Moins de 1 % de nos cas ont été repérés au moyen des demandes acceptées par le système d'indemnisation des accidents du travail[7], alors que le risque d'asthme dans la population attribuable à l'exposition professionnelle est estimée globalement à 15 %[4], ce qui est valable pour le Canada[30,31]. Compte tenu de la validité apparente traduite par des taux de prévalence plus élevés dans les secteurs d'activité où les travailleurs sont exposés à des allergènes connus, l'étude actuelle constitue un outil valable de surveillance des groupes à risque tout en illustrant le besoin de mettre davantage l'accent sur les liens entre l'exposition professionnelle et la morbidité liée à l'asthme. Cette étude a pu également servir à repérer des groupes à risque nouveaux ou émergents, tels que ceux des travailleurs du secteur de la gestion des déchets et du secteur public, ce qui justifierait un examen plus approfondi.

Remerciements

Cette recherche a été rendue possible en partie grâce à des fonds de fonctionnement d'AllerGen NCE Inc. (Réseau des allergies, des gènes et de l'environnement, Réseaux de centres d'excellence du Canada) et de WorkSafeBC (Commission d'indemnisation des accidents du travail de Colombie-Britannique). Les travaux de M. Koehoorn ont été financés en partie par une bourse de chercheur émérite de la Fondation Michael-Smith pour la recherche en santé. Les auteurs remercient l'équipe de Population Data BC pour leur avoir donné accès pour leur recherche aux ensembles couplés de données administratives sur la santé. Le ministère de la Santé de la Colombie-Britannique, WorkSafeBC et PharmaNet ont autorisé la consultation et l'utilisation des données fournies par Population Data BC pour cette étude.

Références

1. Kogevinas M, Antó JM, Sunyer J, Tobias A, Kromhout H, Burney P. Occupational asthma in Europe and other industrialised areas: a population-based study. European Community Respiratory Health Survey Study Group. Lancet. 1999 May 22; 353(9166):1750-4.

2. Kennedy SM, Le Moual N, Choudat D, Kauffmann F. Development of an asthma specific job exposure matrix and its application in the epidemiological study of genetics and environment in asthma (EGEA). Occup Environ Med. 2000 Sept; 57(9):635-41.

3. Le Moual N, Kennedy SM, Kauffmann F. Occupational exposures and asthma in 14,000 adults from the general population. Am J Epidemiol. 2004 Dec;160(11): 1108-16.

4. Balmes J, Becklake M, Blanc P, Henneberger P, Kreiss K, Mapp C et collab. American Thoracic Society statement : Occupational contribution to the burden of airway disease. Am J Respir Crit Care Med. 2003 Mar;167(5):787-97.

5. Karjalainen A, Kurppa K, Martikainen R, Klaukka T, Karjalainen J. Work is related to a substantial portion of adult-onset asthma incidence in the Finnish population. Am J Respir Crit Care Med. 2001 Aug 15;164(4): 565-8.

6. Arif AA, Whitehead LW, Delclos GL, Tortolero SR, Lee ES. Prevalence and risk factors of work related asthma by industry among United States workers: data from the third national health and nutrition examination survey (1988–94). Occup Environ Med. 2002 Aug;59(8):505-11.

7. McLeod CB, Bogyo T, Demers P, Edeer D, Hertzman C, Kennedy S et collab. Asthma in British Columbia [Internet]. Vancouver (BC) : Centre for Health Services and Policy Research, University of British Columbia; janv. 2007 [consultation le 19 juillet 2011]. PDF (1 013 Ko) téléchargeable à partir du lien: http://pwhr.sites.olt.ubc.ca/files/2012/03/Asthma-Report-2007.pdf

8. Kraut A. Estimates of the extent of morbidity and mortality due to occupational diseases in Canada. Am J Ind Med. 1994 Feb;25(2):267-78.

9. National Institute for Occupational Safety and Health (NIOSH). Tracking occupational injuries, illnesses, and hazards : the NIOSH surveillance strategic plan. Cincinnati (OH) : National Institute for Occupational Safety and Health; 2001 Jan. DHHS (NIOSH) Publication No. 2001-118.

10. Souza K, Steege AL, Baron SL. Surveillance of occupational health disparities : challenges and opportunities. Am J Ind Med. 2010 Feb;53(2):84-94.

11. National Occupational Research Agenda (NORA). Traumatic occupational injury research needs and priorities: a report by the NORA traumatic injury team. Cincinnati (OH) : National Institute for Occupational Safety and Health; 1998. DHHS (NIOSH) Publication No. 98-134.

12. Kraut A, Walld R, Mustard C. Prevalence of physician-diagnosed asthma by occupational groupings in Manitoba, Canada. Am J Ind Med. 1997 Sep;32(3):275-87.

13. Cherry N, Beach J, Burstyn I, Fan X, Guo N, Kapur N. Data linkage to estimate the extent and distribution of occupational disease : new onset adult asthma in Alberta, Canada. Am J Ind Med. 2009 Nov;52(11):831-40.

14. Population Data BC. Research data access framework [Internet]. Vancouver (BC): Population Data BC, University of British Columbia. Dernière révision le 19 oct. 2009 [consultation le 20 juillet 2011]. Consultable en ligne à la page : http://www.popdata.bc.ca/dataaccess/rdaf

15. Statistique Canada. Système de classification des industries de l'Amérique du Nord (SCIAN), 2002. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada, 2003.

16. Tamburic L, McLeod C, Xu F, Demers P, Kennedy S, Lynd L et collab. Asthma in BC workers : surveillance using new occupational research capacity in the BC Linked Health Database. Canadian Association for Research on Work and Health (CARWH) conference (poster presentation); June 15–17 2008; Montréal (QC) [consultation le 20 juillet 2011]. PDF (241 Ko) téléchargeable à partir du lien : http://pwhr.sites.olt.ubc.ca/files/2012/03/Asthma-poster-from-CARWH-2008.pdf

17. BC Stats. Employment by class of worker, industry, and gender, BC-annual averages (thousands of persons) [Internet]. Ottawa (Ont.): Statistics Canada–Labour Force Survey–CANSIM Table 282-0012 [consultation le 14 mai 2012]. PDF téléchargeable à partir du lien : http://www.bcstats.gov.bc.ca/Files/16005079-7667-4c0a-ac45-bd3316341a4c/EmploymentbyClassofWorker.pdf

18. BC Stats. BC's Ageing Workforce. Victoria (BC) : Infoline [Internet]. 2010 Aug 13 [consultation le 20 juillet 2011];10(32):3–5. PDF (313 Ko) téléchargeable à partir du lien: http://www.bcstats.gov.bc.ca/Files/796b76ad-c446-46b7-b6b4-362f68b51f8d/InfolineBCsAgeingWorkforce.pdf

19. BC Stats. British Columbia employment by detailed industry, annual averages [Internet]. Victoria (BC): Government of British Columbia; 2011 Feb 8 [consultation le 20 juillet 2011]. PDF téléchargeable à partir du lien : https://www.bcstats.gov.bc.ca/Files/2bd86b08-a46b-4ed3-88e6-b14e27bda5b3/EmploymentbyIndustry.pdf

20. European Community Respiratory Health Survey. Variations in the prevalence of respiratory symptoms, self-reported asthma attacks, and use of asthma medication in the European Community Respiratory Health Survey (ECRHS). Eur Respir J. 1996 Apr;9(4):687-95.

21. Kogevinas M, Zock JP, Jarvis D, Kromhout H, Lillienberg L, Plana E et collab. Exposure to substances in the workplace and new-onset asthma : an international prospective population-based study (ECRHS-II). Lancet. 2007 Jul 28;370(9584):336-41.

22. Garzia NA. Surveillance of asthma in relation to work among Canada's adult population [dissertation]. Vancouver (BC) : University of British Columbia; 2008 [consultation le 20 juillet 2011]. Consultable en ligne à la page: https://circle.ubc.ca/handle/2429/2471

23. BC Stats. Earnings & Employment Trends, June 2010: Woman enough to do the job: women's integration into traditionally male-dominated occupations. Victoria (BC): Government of British Columbia; juin 2010 [consultation le 14 mai 2012]. PDF (148 Ko) téléchargeable à partir du lien: http://www.bcstats.gov.bc.ca/Files/669c1e5b-5a2d-44f1-996d-77e30c10df9c/WomanEnoughtoDotheJobWomensIntegrationintoTraditionallyMale-DominatedOccupations.pdf

24. Le Moual N, Kauffmann F, Eisen EA, Kennedy SM. The healthy worker effect in asthma: work may cause asthma, but asthma may also influence work. Am J Resp Crit Care. 2008 Jan 1;177(1):4-10.

25. Lea CS, Hertz-Picciotto I, Andersen A, Chang-Claude J, Olsen JH, Pesatori AC et collab. Gender differences in the healthy worker effect among synthetic vitreous fiber workers. Am J Epidemiol. 1999; 150(10):1099-106.

26. Marabini A, Dimich-Ward H, Kwan SY, Kennedy SM, Waxler-Morrison N, Chan-Yeung M. Clinical and socioeconomic features of subjects with red cedar asthma. A follow-up study. Chest. 1993 Sep;104(3): 821-4.

27. Suarthana E, McFadden JD, Laney AS, Kreiss K, Anderson HA, Hunt DC et collab. Occupational distribution of persons with confirmed 2009 H1N1 influenza. J Occup Environ Med. 2010 Dec;52(12):1212-6.

28. Statistique Canada. Fichier de microdonnées à grande diffusion (FMGD) :Enquête sur la population active - Fichier de données (EPA). Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; [consultation le 15 mars 2011]. Consultable en ligne à la page : http://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function=getDatafileData&Item_Id=55456&lang=fr&db=imdb&adm=8&dis=2

29. Smith GS, Veazie MA, Benjamin KL. The use of sentinel injury deaths to evaluate the quality of multiple source reporting for occupational injuries. Ann Epidemiol. 2005 Mar;15(3):219-27.

30. Tarlo SM, Leung K, Broder I, Silverman F, Holness DL. Asthmatic subjects symptomatically worse at work : prevalence and characterization among a general asthma clinic population. Chest. 2000 Nov;118(5): 1309-14.

31. Johnson AR, Dimich-Ward HD, Manfreda J, Becklake MR, Ernst P, Sears MR et collab. Occupational asthma in adults in six Canadian communities. Am J Respir Crit Care Med. 2000 Dec;162(2):2058-62.

La mortalité par blessure non intentionnelle et ses causes externes au Canada entre 2001 et 2007

Y. Chen, Ph. D. (1); F. Mo, Ph. D. (2); Q. L. Yi, Ph. D. (1); Y. Jiang, M. Sc. (2); Y. Mao, Ph. D. (2)

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

Résumé

Introduction : Une bonne compréhension des caractéristiques et des tendances temporelles de la mortalité par blessure non intentionnelle est cruciale pour l'élaboration de stratégies de prévention.

Méthodologie : Nous avons analysé les statistiques de l'état civil au Canada (à l'exclusion du Québec) entre 2001 et 2007. Les taux de mortalité ont été normalisés selon l'âge et le sexe par rapport à la population canadienne de 2001. Un modèle autorégressif a été utilisé pour l'analyse de séries chronologiques.

Résultats : Le taux global de mortalité a diminué régulièrement, alors que le taux de mortalité par blessure non intentionnelle est resté stable durant la période étudiée. Les taux les plus élevés ont été observés dans les trois territoires. Les décès par blessure non intentionnelle étaient moins fréquents chez les enfants que chez les jeunes ou les adultes. Après 60 ans, la mortalité augmentait de façon soutenue avec l'âge. Les hommes étaient plus nombreux à décéder des suites d'une blessure non intentionnelle, et le ratio hommes-femmes culminait dans le groupe d'âge des 25 à 29 ans. Les collisions de véhicules à moteur, les chutes et les empoisonnements étaient les trois causes principales. On a observé une augmentation constante et marquée de la mortalité attribuable aux chutes. Les décès attribuables aux collisions de véhicules à moteur et aux noyades étaient plus fréquents durant les mois d'été, tandis que ceux causés par les chutes et les brûlures étaient plus fréquents durant les mois d'hiver.

Conclusion : La part des blessures non intentionnelles dans l'ensemble des causes de décès et la mortalité attribuable aux chutes ont augmenté au Canada entre 2001 et 2007.

Mots-clés : normalisation selon l'âge, brûlure, Canada, produit de consommation, noyade, chute, mortalité, empoisonnement, blessure non intentionnelle, suffocation, collision de véhicules à moteur, statistiques de l'état civil

Introduction

Les blessures figurent parmi les principales causes de décès et d'incapacité dans le monde[1]. Elles représentent quelque 16 % de la charge mondiale de morbidité[2] et sont la principale cause de décès chez les personnes âgées de moins de 60 ans[3]. En 2004, l'Organisation mondiale de la Santé a estimé que les blessures étaient à l'origine de plus de 5 millions de décès par an, dont 3,9 millions étaient consécutifs à des blessures non intentionnelles[4]. Comparativement à de nombreuses maladies, les blessures touchent plus souvent les jeunes et, par conséquent, engendrent un plus grand nombre d'années de vie perdues[1]. Au Canada, en 2004, le fardeau économique total des blessures était d'environ 20 milliards de dollars, dont 16 milliards de dollars imputables à des blessures non intentionnelles[5].

Une blessure non intentionnelle est une blessure qui n'est pas infligée volontairement ou avec l'intention de blesser. Étant donné que toutes les blessures non intentionnelles ne sont pas des événements aléatoires et que certaines peuvent être prévenues, il n'est pas approprié d'utiliser systématiquement le terme « accident » pour les définir. Les blessures non intentionnelles peuvent être subdivisées en plusieurs catégories en fonction de leurs causes externes : collisions de véhicules à moteur, chutes, empoisonnements, noyades, suffocation, etc.[6]. Les blessures non intentionnelles peuvent être liées au travail ou aux loisirs. Les différents types de blessures non intentionnelles peuvent avoir des profils spécifiques selon certaines sous-populations : les accidents de la circulation routière sont le plus fréquents chez les jeunes[7], tandis que les chutes sont plus susceptibles d'avoir une issue fatale chez les personnes âgées[8]. La surveillance de l'évolution des tendances concernant la mortalité par blessure non intentionnelle (mortalité globale et mortalité selon la cause) permet de recueillir une information essentielle à l'élaboration de nouveaux programmes de prévention et d'intervention dans ce domaine et l'adaptation de ceux déjà existant. Pour cette étude, nous avons procédé à une analyse descriptive des données statistiques de l'état civil afin d'étudier les caractéristiques et les tendances temporelles de la mortalité par blessure non intentionnelle – mortalité globale et selon la cause – au Canada (à l'exclusion du Québec).

Rattachement des auteurs :

1. Département d'épidémiologie et de médecine sociale, Université d'Ottawa, Ottawa (Ontario), Canada
2. Groupe de travail sur le programme de sécurité des produits de consommation et d'évaluation des risques de blessure, Division de l'intégration scientifique, Centre de prévention et de contrôle des maladies chroniques, Agence de la santé publique du Canada, Ottawa (Ontario), Canada

Correspondance : Yue Chen, Département d'épidémiologie et de médecine sociale, Faculté de médecine, Université d'Ottawa, 451, chemin Smyth, Ottawa (Ontario) K1H 8M5; tél. : 613 562-5800, poste 8287; téléc. : 613 562-5465; courriel : ychen@uottawa.ca

Méthodologie

L'étude a fait appel aux données statistiques de l'état civil du Canada contenues dans la Base de données sur les décès (à l'exclusion des décès enregistrés dans la province de Québec, puisque ces données n'étaient pas disponibles dans le Système d'extraction et d'analyse des données de l'Agence de la santé publique du Canada) et portant sur la période du 1er janvier 2001 au 31 décembre 2007. Elles reposent sur les données des certificats de décès et sont transmises à Statistique Canada par les bureaux provinciaux et territoriaux de l'état civil. Les données sur les décès utilisées dans cette analyse sont codées conformément au système de la *Classification internationale des maladies, 10e révision* (CIM-10), où les causes externes sont classées en différentes catégories identifiées par des codes alphanumériques (V01 à Y98). Ces codes ont été utilisés pour identifier les décès par blessure non intentionnelle (CIM-10 : V01 à X59, Y85 et Y86) et les décès par blessure non intentionnelle selon la cause : collisions de véhicules à moteur (V02 à V04[.9], V09.2, V12 à V14[.3–.9], V19[.4–.6], V20 à V28[.3–.9], V29[.4–.9], V30 à V79[.4–.9], V80[.3–.5], V81 à V82[.1], V83 à V86[.0–.3], V87[.0–.8], V89.2); bicyclettes (CIM-10 : V10 à V14, V16 à V19); piétons (en lien avec la circulation routière) (CIM-10 : V02 à V04[.1], V09.2, V09.3); navigation de plaisance (CIM-10 : V90.2 à V90.8, V91.2 à V91.8, V92.2 à V92.8, V93.2 à V93.8, V94.2 à V94.8); noyades (CIM-10 : V90, V92, W65 à W74); chutes (CIM-10 : W00 à W19); brûlures ou feux (CIM-10 : W85 à W91, X00 à X19); suffocation (CIM-10 : W75 à W84); empoisonnement (CIM-10 : X40 à X49) ainsi que d'autres causes non intentionnelles.

Nous nous sommes servis des estimations de la population provenant des statistiques démographiques annuelles de Statistique Canada[9,10] pour calculer les taux de mortalité normalisés selon l'âge et le sexe, en utilisant la méthode directe, avec comme référence la population canadienne de 2001. Pour calculer les taux moyens de mortalité globale, nous avons, pour chaque province et pour les trois territoires combinés (Territoires du Nord-Ouest, Yukon et Nunavut), divisé le nombre total de décès durant cette période de 7 ans par la somme des populations annuelles, ce qui équivaut à une moyenne pondérée des taux annuels en utilisant comme poids la population annuelle.

Pour explorer les tendances temporelles des taux de mortalité par blessure non intentionnelle entre 2001 et 2007 ainsi que les variations saisonnières des décès par blessure non intentionnelle selon la cause chez les hommes et les femmes, nous avons effectué une analyse de séries chronologiques. Pour calculer les taux de mortalité, et à défaut d'estimation mensuelle de la population, nous avons utilisé comme dénominateur la population annuelle moyenne. Comme le nombre de décès par mois était peu élevé et ne permettait pas de stratification selon l'âge, nous avons procédé à une normalisation selon l'âge et le sexe en divisant le taux de mortalité mensuel normalisé par le taux de mortalité annuel brut (taux mensuel brut × taux normalisé/taux annuel brut). Nous avons ensuite effectué un tracé graphique des taux mensuels ajustés afin de présenter visuellement leurs tendances temporelles et leurs variations saisonnières. Nous avons créé des modèles autorégressifs ajustés afin de cerner les associations entre le mois, l'année civile et les différents décès par blessure non intentionnelle. Dans les modèles, nous avons pris en considération l'autocorrélation d'ordre 1, utilisant les taux mensuels comme variables dépendantes et les indicateurs de mois et d'année comme variables indépendantes.

Toutes les analyses ont été réalisées à l'aide du logiciel de statistiques SAS, version 9.1 (SAS Institute Inc., Cary, Caroline du Nord, États-Unis).

Résultats

Nous avons recensé au total 51 178 décès attribuables à des blessures non intentionnelles durant la période étudiée, soit entre 2001 et 2007. Ces décès représentaient 4,2 % de tous les décès au Canada à l'exclusion du Québec. Le taux de mortalité toutes causes confondues normalisé selon l'âge et le sexe a décliné régulièrement, passant de 702 pour 100 000 en 2001 à 631 pour 100 000 en 2007 ($p < 0{,}001$), tandis que le taux de mortalité par blessure non intentionnelle est resté relativement stable d'une année à l'autre ($p = 0{,}571$). Cela signifie que l'importance relative de la mortalité par blessure non intentionnelle par rapport à la mortalité toutes causes confondues a augmenté de manière significative ($p = 0{,}003$) au cours de la période. Les hommes représentaient 61,1 % de tous les décès par blessure non intentionnelle. Les tendances temporelles étaient toutefois similaires chez les hommes et les femmes, aussi bien en ce qui concerne la mortalité par blessure non intentionnelle que la mortalité globale (toutes causes confondues) et le ratio entre les deux (tableau 1).

Après normalisation selon l'âge et le sexe, c'est dans les trois territoires combinés que nous avons observé les taux de mortalité les plus élevés, à la fois pour la mortalité globale (842,3 pour 100 000) et pour la mortalité par blessure non intentionnelle (69,1 pour 100 000) (tableau 2). C'est la Colombie-Britannique qui affichait le plus faible taux de mortalité globale (626,8 pour 100 000), tandis que Terre-Neuve-et-Labrador présentait le plus faible taux de mortalité par blessure non intentionnelle (24,8 pour 100 000). Le taux de mortalité par blessure non intentionnelle des trois territoires s'élevait à près du triple de celui de Terre-Neuve-et-Labrador. L'Ontario avait un faible taux de mortalité par blessure non intentionnelle (26,3 pour 100 000), comparable à celui de Terre-Neuve-et-Labrador, mais la différence entre ces deux provinces était importante pour le taux de mortalité toutes causes confondues : 655,9 pour 100 000 en Ontario et 802,9 pour 100 000 à Terre-Neuve-et-Labrador. Les différences entre les autres provinces étaient relativement faibles, tant pour la mortalité toutes causes confondues que pour la mortalité par blessure non intentionnelle (tableau 2). Le tableau 2 montre également que, dans toutes les provinces et tous les territoires, le taux de mortalité par blessure non intentionnelle était plus élevé chez les hommes que chez les femmes, ce qui était également le cas pour le ratio taux de mortalité par blessure

TABLEAU 1
Taux brut de mortalité et taux normalisé de mortalité, par année civile et selon le sexe, Canada (à l'exclusion du Québec), 2001-2007

Année civile	Taux brut de mortalité		Taux normalisé de mortalité*		
	Toutes causes (pour 100 000)	Blessure non intentionnelle (pour 100 000)	Toutes causes (pour 100 000)	Blessure non intentionnelle (pour 100 000)	Blessure non intentionnelle / Toutes causes (%)
Ensemble					
2001	701,8	28,7	702,1	28,7	4,09
2002	704,3	29,9	692,3	29,6	4,28
2003	710,3	29,5	685,3	28,8	4,20
2004	702,2	28,7	664,6	27,7	4,27
2005	708,5	30,1	656,8	28,6	4,35
2006	699,2	30,5	633,6	28,5	4,50
2007	709,7	32,0	631,0	29,7	4,71
Hommes					
2001	725,0	36,4	879,5	39,9	4,54
2002	720,3	37,1	857,7	40,6	4,73
2003	729,5	36,2	851,2	39,3	4,62
2004	718,7	35,2	824,1	37,8	4,59
2005	722,6	37,3	811,2	39,6	4,88
2006	715,1	36,8	783,2	38,5	4,92
2007	725,9	39,0	778,3	40,4	5,19
Femmes					
2001	679,1	21,2	572,7	18,5	3,23
2002	688,5	22,8	571,3	19,7	3,45
2003	691,4	22,9	564,3	19,3	3,42
2004	686,0	22,4	547,8	18,4	3,36
2005	694,5	23,0	650,3	18,9	2,91
2006	683,5	24,3	626,4	19,4	3,10
2007	693,8	25,0	624,7	20,0	3,20

* Normalisé par rapport à l'ensemble de la population canadienne de 2001.

non intentionnelle sur taux de mortalité toutes causes confondues.

Chez les enfants, les décès par blessure non intentionnelle ont été moins nombreux (moins de 7 pour 100 000) que chez les jeunes et les adultes (tableau 3). Pour ces derniers (15-59 ans), les taux de mortalité par blessure non intentionnelle sont comparables entre les différentes tranches d'âge (variant entre 28,5 et 37,7 pour 100 000 chez les hommes et entre 8,5 et 12,7 pour 100 000 chez les femmes). Après 60 ans, le taux de mortalité augmente de façon constante avec l'âge, passant chez les hommes de 35,3 pour 100 000 pour les 60 à 64 ans à 801,0 pour 100 000 pour les plus de 90 ans, et chez les femmes de 14,4 à 663,1 pour 100 000. Dans tous les groupes d'âge, les hommes ont été plus nombreux à mourir des suites d'une blessure non intentionnelle (tableau 3). Le ratio de mortalité hommes-femmes augmente avec l'âge à partir du groupe des 5 à 9 ans (1,34), culminant dans le groupe de 25 à 29 ans (3,76) pour diminuer régulièrement ensuite. Le tableau 3 montre également que, parmi les décès par blessure non intentionnelle dont la cause a été déterminée, ce furent les collisions de véhicules à moteur qui ont été les plus répandues chez les hommes (taux de mortalité de 10,2 pour 100 000), suivies des chutes (7,7 pour 100 000) et des empoisonnements (5,1 pour 100 000). Chez les femmes, ce furent dans l'ordre les chutes, les collisions de véhicules à moteur et les empoisonnements, avec des taux de mortalité respectifs de 7,9, 4,5 et 2,2 pour 100 000.

Les taux de mortalité par blessure non intentionnelle selon une cause déterminée ont été dans tous les cas plus élevés chez les hommes que chez les femmes, sauf pour les chutes (tableau 3). Globalement, les décès attribuables aux chutes ont représenté 26 % de tous les décès par blessure non intentionnelle, ceux attribuables à des collisions de véhicules à moteur 24 % et les empoisonnements 12 % (figure 1).

Même si le taux de mortalité par blessure non intentionnelle augmente de façon rapide après l'âge de 60 ans, il représente une fraction beaucoup plus élevée des décès toutes causes confondues dans les groupes d'âge plus jeunes, culminant dans le groupe des 15 à 19 ans (45,2 %), tant chez les hommes (46,7 %) que chez les femmes (41,8 %), avant de diminuer graduellement (tableau 4).

Nous avons analysé séparément les principales causes externes de décès par blessure non intentionnelle, à savoir les collisions de véhicules à moteur, les chutes, les empoisonnements, les accidents touchant un piéton (en lien avec la circulation routière), les noyades, les brûlures et les suffocations, et ce, en distinguant les hommes (tableau 5 et figure 2) et les femmes (tableau 6 et figure 3). Nous avons constaté une augmentation importante d'une année sur l'autre de la mortalité par blessure attribuable à une chute, tant chez les hommes ($p < 0,01$) que chez les femmes ($p < 0,01$). Pour les autres types de blessures, le taux de mortalité normalisé selon l'âge a diminué légèrement (pour les brûlures et les noyades chez les hommes, et pour les collisions de véhicules à moteur et les brûlures chez les femmes) ou n'a affiché aucun changement significatif. Pendant les mois d'été, le risque de décès par collision de véhicules à moteur et par noyade a été significativement plus élevé, avec une variation plus marquée chez les hommes. Pendant les mois d'hiver, les décès consécutifs à des chutes ou à des brûlures ont été plus fréquents. Comparativement aux mois de janvier-février, les décès par empoisonnement ont été relativement plus nombreux en mars-avril ($p < 0,05$), ceux par accident touchant un piéton en

TABLEAU 2
Taux moyen de mortalité, par province/territoire et selon le sexe, Canada (à l'exclusion du Québec), 2001-2007

Province	Taux brut de mortalité		Taux normalisé de mortalité[a]		
	Toutes causes, pour 100 000	Blessure non intentionnelle, pour 100 000	Toutes causes, pour 100 000	Blessure non intentionnelle, pour 100 000	Blessure non intentionnelle/Toutes causes (%)
Ensemble					
Colombie-Britannique	715,7	32,1	626,8	30,1	4,80
Alberta	582,4	27,8	640,7	28,7	4,34
Saskatchewan	896,0	42,5	693,8	37,5	5,41
Manitoba	843,7	38,1	720,3	34,7	4,82
Ontario	680,7	27,0	655,9	26,3	4,01
Nouveau-Brunswick	831,2	38,3	713,2	35,3	4,95
Nouvelle-Écosse	871,2	35,6	733,9	31,8	4,33
Île-du-Prince-Édouard	837,9	35,5	703,7	32,4	4,60
Terre-Neuve-et-Labrador	841,0	25,2	802,9	24,8	3,09
Territoires[b]	396,5	52,3	842,3	69,1	8,20
Hommes					
Colombie-Britannique	741,7	42,0	769,8	42,5	5,52
Alberta	603,3	37,3	822,0	41,0	4,99
Saskatchewan	926,4	53,3	881,0	52,8	5,99
Manitoba	850,1	44,9	903,0	46,6	5,16
Ontario	691,7	31,5	808,1	35,0	4,33
Nouveau-Brunswick	856,7	49,8	906,6	50,9	5,61
Nouvelle-Écosse	892,3	43,1	921,3	44,3	4,81
Île-du-Prince-Édouard	852,6	43,4	895,2	45,3	5,06
Terre-Neuve-et-Labrador	905,2	32,9	1022,9	34,7	3,39
Territoires[b]	486,9	74,8	1023,9	92,1	9,00
Femmes					
Colombie-Britannique	690,0	22,3	520,0	18,6	3,58
Alberta	561,0	18,1	543,9	17,6	3,24
Saskatchewan	866,1	31,9	557,7	23,5	4,21
Manitoba	837,5	31,4	587,7	24,4	4,15
Ontario	670,1	22,7	544,7	18,7	3,41
Nouveau-Brunswick	806,5	27,2	572,9	21,4	3,74
Nouvelle-Écosse	851,2	28,4	596,4	20,7	3,47
Île-du-Prince-Édouard	823,9	28,0	566,9	20,1	3,55
Terre-Neuve-et-Labrador	778,6	17,8	647,5	15,3	2,36
Territoires[b]	300,5	28,5	695,6	45,2	6,50

[a] Normalisé par rapport à l'ensemble de la population canadienne de 2001.

[b] Yukon, Territoires du Nord-Ouest, Nunavut.

septembre-octobre ($p < 0,05$) et en novembre-décembre ($p < 0,01$). Aucune différence significative n'a été notée entre les saisons dans le cas des décès par suffocation.

Analyse

Le taux de mortalité attribuable à une blessure non intentionnelle normalisé selon l'âge et le sexe est resté stable durant la période d'étude (2001-2007), tandis que le taux de mortalité toutes causes confondues a diminué d'environ 10 %. La part des décès par blessure non intentionnelle dans l'ensemble des décès toutes causes confondues est passée de 4,1 à 4,7 %. Ces données révèlent une tendance à la hausse de la proportion des blessures non intentionnelles dans l'ensemble des causes de décès au Canada. Le taux de mortalité par blessure non intentionnelle, que ce soit toutes causes confondues ou selon une cause déterminée (sauf pour les décès attribuables aux chutes), a été plus élevé chez les hommes que chez les femmes.

C'est dans les trois territoires que l'on a retrouvé les taux les plus élevés de mortalité, que l'on considère la mortalité globale ou celle par blessure non intentionnelle. De plus, la part de la mortalité

TABLEAU 3
Taux de mortalité et ratio hommes-femmes pour la mortalité par blessure non intentionnelle, selon l'âge et les causes externes, Canada (à l'exclusion du Québec), 2001-2007

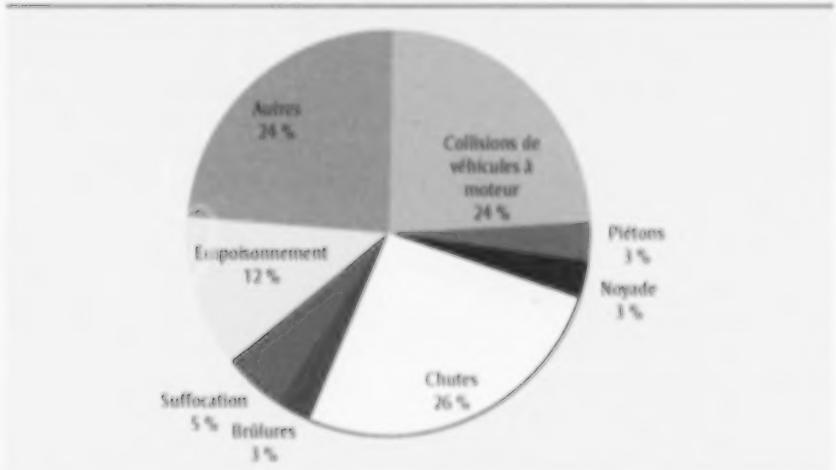
	Taux de mortalité (pour 100 000)		Ratio hommes-femmes
	Hommes	Femmes	
Groupe d'âge (ans)			
0-4	7,5	5,3	1,42
5-9	4,3	3,2	1,34
10-14	6,2	3,5	1,77
15-19	29,0	12,0	2,42
20-24	37,7	12,1	3,12
25-29	32,0	8,5	3,76
30-34	28,5	8,6	3,31
35-39	30,4	9,8	3,10
40-44	33,1	10,6	3,12
45-49	34,8	11,9	2,92
50-54	33,3	11,5	2,90
55-59	33,3	12,7	2,62
60-64	35,3	14,4	2,45
65-69	42,8	21,0	2,04
70-74	56,9	32,3	1,76
75-79	98,0	61,4	1,60
80-84	187,2	122,5	1,53
85-89	362,9	271,4	1,33
90 et plus	801,0	663,1	1,21
Causes externes			
Collision de véhicules à moteur	10,2	4,5	2,3
Piétons (en lien avec la circulation routière)	1,3	0,8	1,6
Bicyclettes	0,4	0,1	5,4
Navigation de plaisance	0,2	0,0	10,4
Noyade	1,5	0,4	4,3
Chutes	7,7	7,9	1,0
Brûlures	1,1	0,6	1,9
Suffocation	1,6	1,1	1,4
Empoisonnement	5,1	2,2	2,3
Autres	7,9	5,6	1,4

par blessure non intentionnelle dans la mortalité globale est presque deux fois plus élevée dans les trois territoires que dans les neuf provinces. Une étude populationnelle avec cas-témoins réalisée dans les Territoires du Nord-Ouest a révélé que les facteurs de risque de mourir de blessure étaient d'être de sexe masculin, d'être âgé de plus de 14 ans, d'habiter dans une collectivité éloignée, de vivre dans le Grand Nord et d'être autochtone[11]. Il y a une plus forte proportion d'Autochtones dans les territoires que dans le reste du Canada. Une étude réalisée auprès d'enfants albertains a montré que, chez les enfants autochtones, le risque de décès par blessure, tant intentionnelle que non intentionnelle, était significativement plus élevé[12]. Aux États-Unis et en Australie, les taux de mortalité par blessure sont environ deux à trois fois plus élevés chez les Autochtones que dans la population non autochtone[13].

Les collisions de véhicules à moteur et les chutes se sont révélées être les deux principales causes de décès par blessure non intentionnelle au Canada. Les collisions ont été une cause de mortalité plus répandue chez les hommes que chez les femmes. Ce sont elles qui sont pour l'essentiel à l'origine de l'augmentation marquée de la mortalité par blessure non intentionnelle chez les jeunes et les jeunes adultes. Entre 2001 et 2007, la mortalité attribuable aux collisions de véhicules à moteur a peu varié d'une année sur l'autre chez les hommes, et a légèrement décliné chez les femmes. Les données ont toutefois fait ressortir des variations saisonnières, avec une augmentation significative du risque en été, encore plus marquée chez les hommes que chez les femmes. Durant les mois d'été, qui correspondent habituellement aux congés, les gens conduisent sur de plus longues distances, et les adolescents et les jeunes adultes ont sans doute davantage d'occasions de conduire des véhicules ou d'en être les passagers[1]; ils sont donc plus susceptibles d'être exposés aux facteurs de risque liés aux véhicules et à la circulation routière. Il est d'une importance cruciale de prévenir de façon efficace les collisions de véhicules à moteur pour réduire la mortalité par blessure non intentionnelle chez les jeunes et les jeunes adultes, en particulier les hommes.

Parmi les décès attribuables à une cause précise, seuls ceux dus aux chutes ont affiché une augmentation soutenue durant la période, et ils ont été légèrement plus fréquents chez les femmes que chez les hommes. Ils ont représenté environ un tiers de tous les décès par blessure non intentionnelle chez les adultes. Les chutes ont constitué la principale raison de la forte augmentation de la mortalité par blessure non intentionnelle touchant les personnes âgées. À l'échelle mondiale, les collisions de véhicules à moteur représentent 30 % des décès par blessure non intentionnelle, les chutes simplement 11 %[1]; dans notre étude, ces proportions sont de respectivement 24 % et 26 % (figure 1). Quoique le processus de vieillissement et une faible densité minérale osseuse soient des facteurs généralement étroitement associés à la gravité de la blessure et aux conséquences d'une chute[8,14-19], on ignore s'ils sont à l'origine de l'augmentation soutenue de la mortalité que nous avons constatée. D'autres facteurs mériteraient de faire l'objet d'études plus poussées pour évaluer leur

FIGURE 1
Répartition des décès par blessure non intentionnelle selon la cause au Canada (à l'exclusion du Québec), 2001-2007



incidence possible sur la tendance à la hausse de la mortalité attribuable aux chutes dans la population canadienne : citons par exemple la prise de médicaments, en particulier par les personnes âgées[20], le surpoids et l'obésité[20,21], le niveau d'activité physique[23,24], l'utilisation de produits médicaux et les activités quotidiennes[25-28]. Notre étude a également révélé l'existence d'une variation saisonnière de la mortalité attribuable aux chutes, avec un point culminant en novembre-décembre. Dans une étude effectuée aux États-Unis, on a constaté que certaines blessures consécutives à une chute étaient associées à la pose de décorations de Noël et autres activités connexes[29], ce qui est tout à fait plausible dans le contexte qui nous occupe. Les conditions météorologiques constituent vraisemblablement une autre cause importante[30,31].

L'empoisonnement occupait le troisième rang des causes principales de décès par blessure non intentionnelle au Canada, et comptait pour 14 % des décès par blessure non intentionnelle chez les hommes et pour 10 % chez les femmes (données non présentées). L'empoisonnement non intentionnel peut être lié au travail ou à des agents courants comme les produits chimiques à usage domestique, les pesticides, les médicaments et les végétaux[32-35]. Les autres causes de décès par blessure non intentionnelle,

TABLEAU 4
Taux de mortalité globale et taux de mortalité par blessure non intentionnelle (pour 100 000), selon l'âge et le sexe, Canada (à l'exclusion du Québec), 2001-2007

Groupe d'âge (ans)	Les deux sexes			Hommes			Femmes		
	Toutes causes, pour 100 000	Blessure non intentionnelle, pour 100 000	Blessure non intentionnelle/ Toutes causes (%)	Toutes causes, pour 100 000	Blessure non intentionnelle, pour 100 000	Blessure non intentionnelle/ Toutes causes (%)	Toutes causes, pour 100 000	Blessure non intentionnelle, pour 100 000	Blessure non intentionnelle/ Toutes causes (%)
0-4	124,4	6,43	5,2	135,6	7,5	5,5	112,9	5,3	4,7
5-9	11,7	3,73	31,9	13,0	4,3	33,1	10,3	3,2	30,8
10-14	14,1	4,89	34,2	16,2	6,2	38,1	12,1	3,5	28,2
15-19	45,9	20,78	45,2	62,1	29,0	46,7	28,8	12,0	41,8
20-24	60,0	25,19	42,0	85,8	37,7	43,9	33,1	12,1	36,6
25-29	58,5	20,35	34,8	82,6	32,0	38,7	34,0	8,5	25,0
30-34	69,6	18,60	26,7	92,1	28,5	30,9	46,8	8,6	18,4
35-39	95,9	20,12	21,0	122,1	38,4	24,9	69,4	9,8	14,1
40-44	140,6	21,91	15,6	174,9	33,1	18,9	106,0	10,6	10,0
45-49	221,8	23,35	10,5	272,9	34,8	12,8	170,8	11,9	7,0
50-54	349,8	22,34	6,4	431,0	33,3	7,7	269,7	11,5	4,3
55-59	545,1	22,92	4,2	674,1	33,3	4,9	417,8	12,7	3,0
60-64	881,9	24,67	2,8	1 092,7	35,3	3,2	677,4	14,4	2,1
65-69	1 406,4	31,53	2,2	1 751,8	42,8	2,4	1 082,9	21,0	1,9
70-74	2 270,4	43,63	1,9	2 850,2	56,9	2,0	1 755,2	32,3	1,8
75-79	3 711,0	77,39	2,1	4 604,2	98,0	2,1	2 953,0	61,4	2,1
80-84	6 157,3	147,78	2,4	7 759,1	187,2	2,4	5 130,4	123,5	2,4
85-89	10 208,7	302,40	2,8	13 173,0	362,9	2,8	9 445,9	271,4	2,9
90 et plus	20 590,7	700,09	3,4	23 399,0	801,0	3,4	19 562,0	663,1	3,4

TABLEAU 5
Résultats de l'analyse de séries chronologiques (modèle autorégressif) pour les principales catégories de décès par blessure non intentionnelle (pour 100 000) chez les hommes

	Coefficient de régression (erreur-type)						
Variable	**Véhicules à moteur**	**Chutes**	**Empoisonnement**	**Noyades**	**Piétons**	**Brûlures**	**Suffocation**
Année civile	–0,0080 (0,0072)	0,0342 (0,0039)**	0,0090 (0,0062)	–0,0069 (0,0023)**	0,0012 (0,0016)	–0,0028 (0,0014)*	–0,0023 (0,0021)
Mois							
1-2	–0,4768 (0,0490)**	–0,0742 (0,0280)**	–0,0729 (0,0325)*	–0,2976 (0,0170)**	0,0011 (0,0118)	0,0311 (0,0105)**	–0,0124 (0,0150)
3-4	–0,4310 (0,0490)**	–0,0936 (0,0280)**	0,0354 (0,0318)	–0,2743 (0,0169)**	–0,0173 (0,0118)	0,0310 (0,0105)**	–0,0116 (0,0150)
5-6	–0,1822 (0,0484)**	–0,0701 (0,0287)*	–0,0053 (0,0281)	–0,1435 (0,0177)**	–0,0026 (0,0121)	0,0167 (0,0111)	–0,0227 (0,0154)
7-8	[Référence]	[Référence]	[Référence]	[Référence]	[Référence]	[Référence]	[Référence]
9-10	–0,1600 (0,0484)**	–0,0521 (0,0287)	–0,0310 (0,0281)	–0,2383 (0,0177)**	0,0336 (0,0121)**	0,0138 (0,0111)	–0,0306 (0,0154)
11-12	–0,2846 (0,0490)**	0,0029 (0,0280)	–0,0243 (0,0317)	–0,2806 (0,0169)**	0,0281 (0,0118)*	0,0449 (0,0105)**	–0,0202 (0,0150)

* $p < 0,05$

** $p < 0,01$

comme la noyade et les brûlures, ont été moins fréquentes. Nos données ont montré, en conformité avec les résultats attendus, que les décès attribuables à la noyade sont survenus le plus souvent en été, et que les hommes et les enfants sont décédés par noyade dans une proportion plus élevée. La plupart des noyades sont associées à des activités de loisirs. Nos données ont également fait ressortir une augmentation de la mortalité attribuable aux brûlures en hiver. Aucune variation saisonnière des décès par suffocation n'a été observée.

Limites

L'enregistrement des décès étant obligatoire au Canada, les données de l'état civil sont relativement complètes. C'est toutefois la cause initiale de décès – définie comme étant la maladie ou la blessure à l'origine de la séquence des événements ayant conduit directement au décès – qui est prise en considération. Or une personne ne décédant pas forcément immédiatement après avoir subi une blessure, c'est plutôt le code correspondant à une affection subséquente (p. ex. une insuffisance cardiaque) qui est susceptible d'être inscrit comme cause principale de décès. La blessure reste alors étroitement liée au décès sans pour autant être considérée comme sa cause initiale. Cette méthode d'enregistrement des décès repose sur le jugement des médecins légistes ou des coroners. Les diagnostics secondaires étant exclus, le fardeau réel de la mortalité par blessure non intentionnelle risque d'être de ce fait sous-estimé. De plus, les erreurs de codage et de saisie des données peuvent engendrer une classification erronée de l'information sur la

FIGURE 2
Taux mensuel de mortalité normalisé attribuable à différentes catégories de blessures non intentionnelles chez les hommes au Canada (à l'exclusion du Québec), 2001-2007

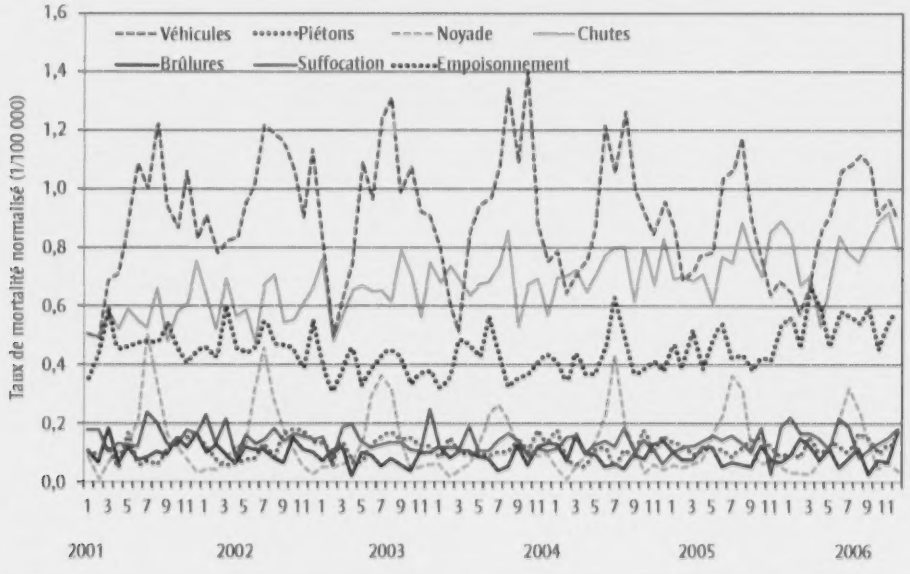


TABLEAU 6
Résultats de l'analyse de séries chronologiques (modèle autorégressif) pour les principales catégories de décès par blessure non intentionnelle (pour 100 000) chez les femmes

	Coefficient de régression (erreur-type)						
Variable	**Véhicules à moteur**	**Chutes**	**Empoisonnement**	**Noyades**	**Piétons**	**Brûlures**	**Suffocation**
Année civile	0,0069 (0,0033)*	0,0365 (0,0034)**	0,0016 (0,0025)	0,0001 (0,0007)	0,0006 (0,0012)	0,0026 (0,0009)**	0,0028 (0,0011)*
Mois							
1-2	0,0984 (0,0217)**	0,0277 (0,0230)	0,0005 (0,0157)	0,0360 (0,0049)**	0,0073 (0,0081)	0,0216 (0,0067)**	0,0079 (0,0080)
3-4	0,1435 (0,0217)**	0,0158 (0,0230)	0,0297 (0,0156)	0,0317 (0,0049)**	0,0094 (0,0081)	0,0097 (0,0067)	0,0011 (0,0080)
5-6	0,0859 (0,0211)**	0,0204 (0,0228)	0,0038 (0,0148)	0,0182 (0,0048)**	0,0155 (0,0079)	0,0040 (0,0070)	0,0074 (0,0082)
7-8	[Référence]	[Référence]	[Référence]	[Référence]	[Référence]	[Référence]	[Référence]
9-10	0,0516 (0,0211)*	0,0284 (0,0228)	0,0046 (0,0148)	0,0326 (0,0049)**	0,0063 (0,0079)	0,0022 (0,0069)	0,0007 (0,0082)
11-12	0,0422 (0,0217)	0,0388 (0,0230)	0,0094 (0,0156)	0,0357 (0,0049)**	0,0153 (0,0081)	0,0174 (0,0067)*	0,0029 (0,0080)

* $p < 0,05$

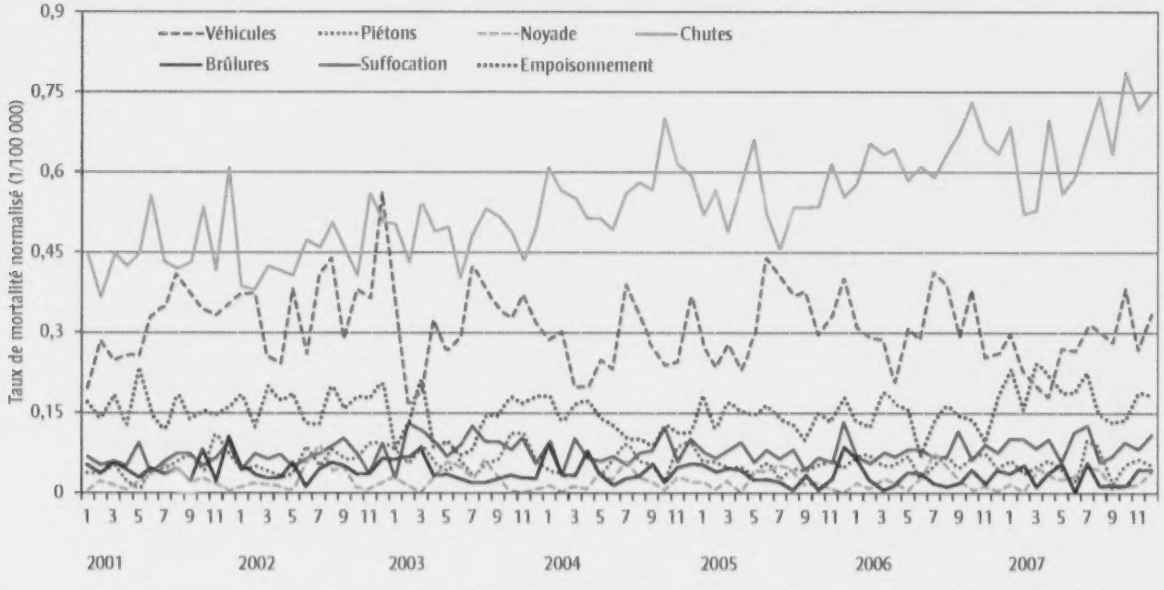
** $p < 0,01$

cause du décès et sur les causes externes des blessures. Enfin, la période étudiée (2001-2007) est relativement courte.

Conclusion

Entre 2001 et 2007, la mortalité par blessure non intentionnelle a peu évolué, alors que la mortalité globale déclinait régulièrement au Canada. C'est dans les trois territoires que l'on a observé la mortalité par blessure non intentionnelle la plus élevée, tant en valeur absolue qu'en proportion de la mortalité globale. Les collisions de véhicules à moteur et les chutes ont été les principales causes de décès par blessure non intentionnelle. La mortalité attribuable aux chutes a été la seule catégorie de mortalité par blessure non intentionnelle ayant affiché une augmentation annuelle. Les décès attribuables aux chutes ont été plus fréquents chez les femmes, tandis que les autres types de décès par blessure non intentionnelle ont été plus répandus chez les hommes, les taux de mortalité associés restant stables sur la période. Nous avons observé des variations saisonnières pour certains types de décès par blessure non intentionnelle : risques plus élevés de décès attribuables en été aux collisions de véhicules à moteur et aux noyades, en hiver aux chutes et aux brûlures et incendies. Étant donnée la part croissante de la mortalité par blessure non intentionnelle dans la mortalité toutes causes confondues, et la tendance à la hausse de la mortalité attribuable aux chutes, il nous apparaît important d'intensifier les recherches sur la détermination

FIGURE 3
Taux mensuel de mortalité normalisé attribuable à différentes catégories de blessures non intentionnelles chez les femmes au Canada (à l'exclusion du Québec), 2001-2007



des facteurs de risque et les interventions efficaces.

Remerciements

Nous adressons nos remerciements aux personnes suivantes pour leur collaboration au projet « Évaluation des risques et des blessures liés aux produits de consommation » : Dr Howard Morrison, superviseur principal et directeur du projet; M. Doug Hopkins, gestionnaire du projet; Mme Caroline Da Silva, responsable de la gestion et de la coordination du projet.

Références

1. Chandran A, Hyder AA, Peek-Asa C. The global burden of unintentional injuries and an agenda for progress. Epidemiol Rev. 2010;32:110-20.

2. Krug EG, Sharma GK, Lozano R. The global burden of injuries. Am J Public Health. 2000;90:523-6.

3. Peden MM, McGee K, Krug E (dir.). Injury : a leading cause of the global burden of disease, 2000. Geneva (CH) : World Health Organization; 2002.

4. Violence, injuries and disability biennial report, 2006-2007. Geneva (CH) : World Health Organization; 2008.

5. Mulholland E; Comité consultatif sur le fardeau économique des blessures au Canada. Le fardeau économique des blessures au Canada. Toronto (ON) : SAUVE-QUI-PENSE; 2009.

6. Harrison JE. Injury classification: balancing continuity and utility. Inj Control Safety Promot. 2000;7:51-63.

7. Curry AE, Hafetz J, Kallan MJ, Winston FK, Durbin DR. Prevalence of teen driver errors leading to serious motor vehicle crashes. Accid Anal Prev. 2011;43:1285-90.

8. Kannus P, Parkkari J, Niemi S, Palvanen M. Fall-induced deaths among elderly people. Am J Public Health. 2005;95:422-4.

9. Statistique Canada. Estimations démographiques annuelles : Canada, provinces et territoires [Internet]. Ottawa (Ont.) : sept. 2011. [Statistique Canada, nº 91-215-X au catalogue]. Consultable en ligne à la page : http://www.statcan.gc.ca/pub/91-215-x/91-215-x2011000-fra.htm

10. Statistique Canada. Statistiques démographiques annuelles, 2005. Ottawa (Ont) : 2006. [Statistique Canada, nº CS91-213/2005 au catalogue].

11. Mo D. Injury mortality risk assessment and targeting the subpopulations for prevention in the Northwest Territories, Canada. Int J Circumpolar Health. 2001;60:391-9.

12. Harrop AR, Brant RF, Ghali WA, Macarthur C. Injury mortality rates in Native and non-Native children : a population-based study. Public Health Rep. 2007;122:339-46.

13. Stevenson MR, Wallace LJ, Harrison J, Moller J, Smith RJ. At risk in two worlds : injury mortality among indigenous people in the US and Australia, 1990-92. Aust N Z J Public Health. 1998;22:641-4.

14. Rauh MJ, Nichols JF, Barrack MT. Relationships among injury and disordered eating, menstrual dysfunction, and low bone mineral density in high school athletes: a prospective study. J Athl Train. 2010;45:243-52.

15. Sakai A, Oshige T, Zenke Y, Yamanaka Y, Otsuka H, Nakamura T. Shorter unipedal standing time and lower bone mineral density in women with distal radius fractures. Osteoporos Int. 2009;21:733-9.

16. Sone T. [Increase in bone mineral density and its effect on fracture risk]. Clin Calcium. 2005;15:625-9.

17. Hartholt KA, Stevens JA, Polinder S, van der Cammen TJ, Patka P. Increase in fall-related hospitalizations in the United States, 2001-2008. J Trauma. 2011;71:255-8.

18. Hartholt KA, van Beeck EF, Polinder S, van der Velde N, van Lieshout EM, Panneman MJ collab. Societal consequences of falls in the older population : injuries, healthcare costs, and long-term reduced quality of life. J Trauma. 2011;71:748-53.

19. Melton LJ 3rd, Riggs BL. Risk factors for injury after a fall. Clin Geriatr Med. 1985;1:525-39.

20. Hartikainen S, Lonnroos E, Louhivuori K. Medication as a risk factor for falls : critical systematic review. J Gerontol A Biol Sci Med Sci. 2007;62:1172-81.

21. Finkelstein EA, Chen H, Prabhu M, Trogdon JG, Corso PS. The relationship between obesity and injuries among U.S. adults. Am J Health Promot. 2007;21:460-8.

22. Hu HY, Chou YJ, Chou P, Chen LK, Huang N. Association between obesity and injury among Taiwanese adults. Int J Obes (Lond). 2009;33:878-84.

23. Appleby PN, Allen NE, Roddam AW, Key TJ. Physical activity and fracture risk : a prospective study of 1898 incident fractures among 34,696 British men and women. J Bone Miner Metab. 2008;26:191-8.

24. Gill DP, Zou GY, Jones GR, Speechley M. Injurious falls are associated with lower household but higher recreational physical activities in community-dwelling older male veterans. Gerontology. 2008;54:106-15.

25. Belechri M, Petridou E, Trichopoulos D. Bunk versus conventional beds: a comparative assessment of fall injury risk. J Epidemiol Community Health. 2002;56:413-7.

26. Dellinger AM, Boyd RM, Haileyesus T. Fall injuries in older adults from an unusual source: entering and exiting a vehicle. J Am Geriatr Soc. 2008;56:609-14.

27. O'Neil J, Steele GK, Huisingh C, Smith GA. Escalator-related injuries among older adults in the United States, 1991-2005. Accid Anal Prev. 2008;40:527-33.

28. Stevens JA, Thomas K, Teh L, Greenspan AI. Unintentional fall injuries associated with walkers and canes in older adults treated in U.S. emergency departments. J Am Geriatr Soc. 2009;57:1464-9.

29. Centers for Disease Control and Prevention (CDC). Fall-related injuries during the holiday season--United States, 2000-2003. MMWR Morb Mortal Wkly Rep. 2004;53:1127-9.

30. Jacobsen SJ, Sargent DJ, Atkinson EJ, O'Fallon WM, Melton LJ, 3rd. Contribution of weather to the seasonality of distal forearm fractures : a population-based study in Rochester, Minnesota. Osteoporos Int. 1999;9:254-9.

31. Wareham K, Johansen A, Stone MD, Saunders J, Jones S, Lyons RA. Seasonal variation in the incidence of wrist and forearm fractures, and its consequences. Injury. 2003;34:219-22.

32. Miech R, Koester S, Dorsey-Holliman B. Increasing US mortality due to accidental poisoning : the role of the baby boom cohort. Addiction. 2010;106:806-15.

33. Yoon YH, Stinson FS, Yi HY, Dufour MC. Accidental alcohol poisoning mortality in the United States, 1996-1998. Alcohol Res Health. 2003;27:110-8.

34. Kivisto JE, Parkkari J, Mattila VM, Hoppu K. Poisoning deaths among Finnish children from 1969 to 2003. Acta Paediatr. 2009;98:1661-6.

35. Meyer S, Eddleston M, Bailey B, Desel H, Gottschling S, Gortner L. Unintentional household poisoning in children. Klin Padiatr. 2007;219:254-70.

Note de synthèse – L'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé au Canada : Rapport de 2012 présenté par l'Agence de la santé publique du Canada

Comité directeur sur l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé de l'Agence de la santé publique du Canada (1)

L'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé est un indicateur du nombre moyen d'années de vie en bonne santé que peut s'attendre à connaître une personne. Il s'agit d'une mesure agrégée qui englobe la durée de la vie et la qualité de la vie. Autrement dit, l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé combine l'expérience de mortalité et l'expérience de morbidité en une simple mesure agrégée de la santé de la population. La statistique ainsi obtenue peut être utile à l'évaluation du fardeau imposé par les maladies et les blessures, à l'étude des facteurs de risque au sein d'une population ainsi qu'à l'examen du rendement des efforts déployés dans le domaine de la santé publique.

Le présent rapport, intitulé *L'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé au Canada : Rapport de 2012 présenté par l'Agence de la santé publique du Canada*[1], fournit des estimations de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé des Canadiens, selon que ces derniers soient atteints ou non de certaines maladies chroniques (diabète et cancer) ou de certains états chroniques (hypertension artérielle) et selon leur situation socio-économique (revenu). Les estimations sont présentées pour les femmes et les hommes de même que pour différents groupes d'âge.

Il existe un lien entre une situation socio-économique défavorable et la diminution de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé. En 2001, au Canada, les femmes et les hommes se trouvant dans le tertile supérieur de revenu avaient, à la naissance, une espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé de 72,3 années et 70,5 années, respectivement. Par rapport aux membres de la catégorie de revenu la plus élevée, les personnes se trouvant dans le tertile inférieur de revenu affichaient une espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé moins élevée à la naissance, l'écart étant de 3,2 années pour les femmes et 4,7 années pour les hommes.

Les maladies et les états chroniques s'accompagnent d'une diminution notable de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé. Les estimations de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé selon la présence ou l'absence de maladies chroniques ont été établies, pour ce rapport, à partir de l'expérience de mortalité et de l'expérience de morbidité des personnes atteintes ou non de diabète et/ou d'hypertension artérielle (pour la période de 2004 à 2006) et des personnes atteintes ou non de cancer (pour la période de 2002 à 2005). Selon les résultats de l'étude, la cohorte de personnes atteintes de diabète à 55 ans connaît une diminution de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé de 5,8 années pour les femmes et 5,3 années pour les hommes par rapport à la cohorte non atteintes de diabète. Pour sa part, la diminution estimée que connaît la cohorte de personnes atteintes d'hypertension artérielle à 55 ans s'établit à 2,0 années pour les femmes et 2,7 années pour les hommes. Enfin, la cohorte de personnes atteintes de cancer à 65 ans connaît une diminution de l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé de 10,3 années pour les femmes et 9,2 années pour les hommes.

Le présent rapport communique des renseignements qui s'avéreront utiles aux chercheurs, aux praticiens et aux responsables des politiques dans le domaine de la santé publique. À l'avenir, d'autres rapports pourront élargir la portée de l'analyse afin d'aborder l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé selon la présence ou l'absence de certains facteurs de risque comportementaux comme l'obésité, l'inactivité physique ou le tabagisme.

Le rapport complet est consultable en ligne à la page : http://www.phac-aspc.gc.ca/cd-mc/hale-evas-pdf-fra.php

Références

1. Comité directeur sur l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé de l'Agence de la santé publique du Canada. L'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé au Canada : Rapport de 2012 présenté par l'Agence de la santé publique du Canada. Consultable en ligne à la page : http://www.phac-aspc.gc.ca/cd-mc/hale-evas-pdf-fra.php

Rattachement de l'auteur :

1. Membres du comité directeur sur l'espérance de vie ajustée en fonction de l'état de santé de l'Agence de la santé publique du Canada : Priya Bakshi, Bernard C. K. Choi (Président), Alan Diener, Eric Driscoll, Joellyn Ellison, XiaoHong Jiang, Albert Kwan, Lidia Loukine, Wei Luo, Howard Morrison, Heather Orpana, August J. Saaltink, Robert Semenciw, Feng Wang, Chris Waters, Carl Yue, Rita Zhang.

Correspondance : Bernard C. K. Choi, Centre de prévention des maladies chroniques, Agence de la santé publique du Canada, IA 6806B, 785, avenue Carling, Ottawa (Ontario) K1A 0K9; tél. : (613) 957-1074; courriel : Bernard.Choi@phac-aspc.gc.ca

Gagnants des résumés du Congrès 2012 des étudiants de la Société canadienne d'épidémiologie et de biostatistique

Préface

Les responsables de la publication Maladies chroniques et blessures au Canada (MCBC) ont été heureux d'organiser, une fois de plus, le concours des résumés pour étudiants dans le cadre du Congrès des étudiants de la Société canadienne d'épidémiologie et de biostatistique (SCEB), qui a eu lieu à l'Université de la Saskatchewan, en mai 2012. Un comité éditorial de l'Agence de la santé publique du Canada a jugé 42 présentations de résumé et choisi les 7 meilleurs, qui sont publiés dans ce numéro.

Le comité éditorial était formé des membres suivants :

- Howard Morrison, Ph.D., rédacteur en chef, MCBC
- Kenneth Johnson, Ph. D., épidémiologiste principal
- Ania Syrowatka, M. Sc., épidémiologiste
- Michelle Tracy, M.A., gestionnaire de la rédaction, MCBC

Les résumés choisis ont été jugés en fonction de leur originalité, de leur clarté, de leur excellence scientifique et technique et des incidences potentielles. Les questions suivantes ont servi de balises aux juges :

1. Est-ce pertinent pour les maladies chroniques ou les blessures?
2. Les données sont-elles canadiennes? Si ce n'est pas le cas, les auteurs replacent-ils la question dans le contexte canadien?
3. L'étude est-elle pertinente à l'échelle nationale? Les études locales ne suscitent de l'intérêt que si elles fournissent suffisamment de détails pour être utiles aux chercheurs de l'extérieur.
4. L'étude répond-elle à une question de santé publique?
5. L'étude est-elle rigoureuse du point de vue scientifique?
6. S'agit-il de méthodes nouvelles ou de résultats nouveaux, ou est-ce une amélioration importante par rapport aux études précédentes sur la même question?
7. Pouvez-vous imaginer d'autres circonstances raisonnables dans le cadre desquelles un auteur différent ferait référence à cette étude?

Depuis 2009, MCBC a collaboré avec la SCEB pour parrainer des occasions de publication pour les étudiants. Les responsables de MCBC sont fiers de collaborer avec la SCEB encore cette année et d'encourager les étudiants dans leurs efforts de publication. Au nom de l'équipe éditorial de MCBC, j'aimerais remercier tous les étudiants qui ont soumis leurs résumés et féliciter les gagnants. La publication d'un résumé dans une revue à comité de lecture constitue un bon départ dans la publication scientifique! Nous espérons recevoir dans l'avenir des articles de recherche complets.

Michelle Tracy, M.A.
Gestionnaire de la rédaction, *Maladies chroniques et blessures au Canada*

L'effet du genre et du milieu de vie sur l'autoévaluation de la santé mentale des chefs de famille monoparentale

A. Banerjee, M.B.B.S. (1); B. Janzen, Ph. D. (1)

Introduction : Les chefs de famille monoparentale, l'un des groupes les plus vulnérables sur le plan socio-économique au Canada, rapportent de façon constante un état de santé mentale moins satisfaisant que les parents vivant ensemble. La plupart des études évaluant leur santé mentale ne prennent pourtant pas en considération leur milieu de vie, ou se concentrent exclusivement sur ceux vivant en milieu urbain, malgré le nombre croissant de données indiquant que le milieu de vie (le degré de ruralité) est un déterminant de l'état de santé et alors que, selon les données de 2006, le pourcentage de chefs de famille monoparentale en milieu rural au Canada dépassait légèrement les 13 %. De plus, on connaît peu l'état de santé mentale des pères monoparentaux, même si leur nombre ne cesse d'augmenter au Canada.

Objectif : Déterminer si l'état de santé mentale des chefs de famille monoparentale varie selon le genre ou la ruralité, et quels sont les facteurs (p. ex., économiques, sociaux) contribuant à ces variations de la santé mentale selon le sexe ou la ruralité.

Méthodologie : Pour cette analyse, nous avons sélectionné parmi les participants à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2007-2008 (fichier maître) un sous-échantillon de chefs de famille monoparentale âgés de 18 à 64 ans ayant au moins un enfant de moins de 25 ans vivant avec eux. La variable dépendante était l'autoévaluation de l'état de santé mentale, et les principales variables indépendantes étaient le sexe et le lieu de résidence, cette dernière variable étant fondée sur la classification en zones d'influence des régions métropolitaines (ZIM) de Statistique Canada. Les covariables étaient l'âge, le statut d'emploi, le revenu familial, l'accession à la propriété, la sécurité alimentaire et le sentiment d'appartenance à la collectivité. Une série d'analyses de régression logistique unidimensionnelle, bidimensionnelle et multidimensionnelle a été effectuée en vue de répondre aux questions de recherche. La pondération de l'échantillonnage et un programme *bootstrap* d'estimation de la variance ont été utilisés pour gérer la stratégie complexe d'échantillonnage.

Résultats : L'échantillonnage (pondéré) était constitué de 1 024 856 chefs de famille monoparentale. Les mères monoparentales constituaient 81 % de l'échantillon, et la majorité des chefs de famille monoparentale (86 %) vivaient en milieu urbain. Dans l'ensemble, 9,3 % des mères monoparentales et 7,0 % des pères monoparentaux ont qualifié leur état de santé mentale comme étant passable ou médiocre. Le pourcentage de pères monoparentaux ayant un état de santé mentale passable ou médiocre était de 6,7 % dans les régions métropolitaines de recensement et agglomérations de recensement (RMR et AR), de 11,0 % dans les zones d'influence des régions urbaines (ZIM) forte ou modérée et de 4,6 % dans les ZIM faible ou nulle. Les pourcentages de mères monoparentales ayant un état santé mentale passable ou médiocre étaient de 9,5 % (RMR et AR), de 7,9 % (ZIM forte ou modérée) et de 8,2 % (ZIM faible ou nulle). L'étude des résultats préliminaires suggère des variations dans l'état de santé mentale autoévalué et dans l'accès à des ressources économiques et sociales (emploi, sécurité alimentaire, sentiment d'appartenance, etc.) selon le genre et le degré de ruralité. D'autres analyses utilisant des techniques appropriées d'estimation de la variance demeurent nécessaires pour déterminer si ces différences sont statistiquement significatives. De plus, il faudrait effectuer une analyse de régression logistique multiple pour déterminer si les différences observées dans l'état de santé mentale des chefs de famille monoparentale liées au genre ou à la résidence, ou aux deux, demeurent statistiquement significatives après un ajustement pour les principales covariables.

Conclusion : Les résultats de cette étude enrichissent les connaissances sur les expériences des chefs de famille monoparentale au Canada et pourront servir à l'élaboration de politiques mieux ciblées en vue d'améliorer la santé mentale des chefs de famille monoparentale.

Mots-clés : politique en matière de santé, politique sociale, santé mentale, épidémiologie sociale, épidémiologie comportementale, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes

Rattachement des auteurs :

1. Département de santé communautaire et d'épidémiologie, Collège de médecine, Université de la Saskatchewan (Saskatchewan), Canada

Correspondance : Ankona Banerjee; courriel : asb426@mail.usask.ca

Lien entre les activités sédentaires et l'idéation suicidaire chez les adolescents et les jeunes adultes au Canada

M.-A. Bélair, B. Sc. S. (2); I. Colman, Ph.D. (2)

Introduction : Le suicide est la deuxième cause de décès en importance chez les 15 à 24 ans au Canada. Le taux de suicide demeure constant parmi les adolescents canadiens (21,4 %) malgré des taux décroissants dans d'autres pays développés. Plus de 50 % des adolescents qui se suicident souffrent d'un trouble dépressif majeur.

Objectif : Déterminer s'il existe un lien entre l'activité sédentaire et l'idéation suicidaire chez les adolescents et les jeunes adultes de 15 à 24 ans.

Méthodologie : Nous avons sélectionné pour cette analyse 7 914 adolescents et jeunes adultes de 15 à 24 ans à partir d'un échantillon initial de 8 356 sujets ayant participé à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) – Cycle 4 (2007-2008). Nous avons effectué des tests de Breslow-Day pour la modification de l'effet en vue de déterminer la nécessité d'effectuer une stratification et une analyse de régression logistique multidimensionnelle dans l'évaluation du lien entre activité sédentaire et idéation suicidaire à vie. L'activité sédentaire a été classée en trois catégories en fonction de sa durée hebdomadaire : 0 à 15, 15 à 34 et 35 heures et plus par semaine.

Résultats : Les sujets sédentaires durant 15 à 34 h par semaine avaient un rapport de cote (RC) d'idéation suicidaire à vie 1,18 fois plus élevé (intervalle de confiance [IC] à 95 % : 0,99 à 1,41) que celui des sujets sédentaires entre 0 et 15 h par semaine, alors que les sujets sédentaires durant 35 h et plus par semaine avaient un RC 1,41 fois plus élevé (IC à 95 % : 1,15 à 1,74). Après ajustements pour le sexe, l'âge, l'autoperception de l'état de santé, l'autoperception de l'état de santé mentale et l'indice de masse corporelle (IMC), et après la modélisation de l'interaction entre le sexe et l'autoperception de l'état de santé et entre le sexe et l'IMC, le lien entre l'idéation suicidaire et l'activité sédentaire des adolescents et des jeunes adultes de la catégorie 35 h et plus par semaine est demeuré significatif avec un RC ajusté de 1,33 (IC à 95 % : 1,06 à 1,68), alors que pour les sujets de la catégorie 15 à 34 h par semaine, le lien était non significatif avec un RC ajusté de 1,11 (IC à 95 % : 0,92 à 1,35). Pour interpréter les termes de l'interaction, nous avons utilisé des modèles stratifiés en fonction du sexe. Chez les jeunes hommes percevant leur état de santé comme étant médiocre ou passable, le RC d'idéation suicidaire à vie était de 1,26 (IC à 95 % : 0,82 à 1,26), alors que chez les jeunes femmes il était de 2,33 (IC à 95 % : 1,68 à 3,23) par rapport au modèle de référence (autoperception d'un état de santé bon, très bon ou excellent). Une augmentation de 10 unités d'IMC a entraîné une réduction de la cote d'idéation suicidaire à vie de 0,97 (IC à 95 % : 0,73 à 1,28) chez les jeunes hommes, alors qu'elle a entraîné une augmentation de la cote d'idéation suicidaire à vie de 1,58 (IC à 95 % : 1,29 à 1,92) chez les jeunes femmes.

Conclusion : Un lien existe entre les degrés d'activité sédentaire et l'idéation suicidaire à vie chez les adolescents et les jeunes adultes ayant une activité sédentaire pendant 35 heures et plus par semaine. Cette observation est préoccupante puisqu'un pourcentage de plus en plus élevé d'adolescents et de jeunes adultes consacrent plus davantage de temps à une activité sédentaire. Cependant, en raison de la nature transversale des données de l'ESCC, nous ne pouvons pas nous prononcer sur la direction de ce lien. Il faudrait une recherche plus poussée à l'aide de données longitudinales.

Mots-clés : santé mentale, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, dépression, suicide

Rattachement des auteurs :

2. Département d'épidémiologie et de médecine communautaire, Université d'Ottawa, Ottawa (Ontario), Canada

Correspondance : Marc André Bélair; courriel : mabelair@mabelair.com

État de santé et utilisation des services de soins de santé chez les personnes itinérantes atteintes d'une maladie mentale : concordance entre déclarations et dossiers médicaux administratifs dans le cadre du projet multicentrique At Home/Chez Soi

A. Hinds, M. Sc. (3); J. Distasio, Ph. D. (4); P. J. Martens, Ph. D. (5); M. Smith, M. Sc. (5)

Introduction : Les personnes itinérantes dont l'état de santé est précaire utilisent souvent les services de soins de santé.

Objectif : Étudier l'état de santé et l'utilisation des services de soins de santé et la fourniture de médicaments sur ordonnance des personnes itinérantes atteintes de maladie mentale et comparer leurs déclarations aux données administratives relatives aux demandes de remboursement, en vue d'estimer le degré de concordance entre les deux sources de données.

Méthodologie : Nous avons comparé les données de référence d'une enquête réalisée auprès de 100 participants de la section de Winnipeg du projet At Home/Chez soi de la Commission de la santé mentale du Canada aux dossiers médicaux administratifs sans identifiants conservés au service d'archives du Centre d'élaboration de la politique des soins de santé du Manitoba. Nous avons analysé les caractéristiques des participants, leurs antécédents d'itinérance et leur utilisation des services de soins de santé, ainsi que leur état de santé relativement à l'asthme, à l'hypertension, à l'arthrite et au diabète (en utilisant des définitions préalablement validées). Les participants ont été classés de manière similaire sur la base de leurs réponses à l'enquête. Le degré de concordance entre les deux ensembles de données a été évalué à l'aide d'une tabulation en croix et du coefficient kappa [κ].

Résultats : Nous avons pu coupler 100 % des réponses fournies par les personnes itinérantes aux données archivées. En une année, 97 % des participants avaient consulté au moins une fois un médecin dans un service de soins ambulatoires, le taux ajusté pour le sexe et l'âge étant de 14,82 par année-personne (taux global au Manitoba : 4,99 par année-personne); 34 % avaient été hospitalisés (taux ajusté de congé d'hôpital : 491 par mille années-personnes par rapport au taux global au Manitoba de 137 par mille années-personnes) et 95 % avaient reçu un médicament sur ordonnance au moins une fois, 65 % étant pour un médicament traitant une maladie du système nerveux (la majorité étant des psycholeptiques). Le degré de concordance entre les sources de données concernant les maladies a varié de faible (κ = 0,27) pour l'arthrite à modéré (κ = 0,57) pour l'hypertension. Les sujets étaient plus susceptibles d'être considérés comme étant atteints de l'une des quatre maladies sélectionnées si on se fiait aux données administratives plutôt qu'aux données de l'enquête.

Conclusion : L'utilisation des services de soins de santé et de médicaments fournis sur ordonnance par les personnes itinérantes ayant participé à l'enquête était élevée comparativement à la population générale. Le degré de concordance entre les deux sources de données variait de faible à modéré pour la détection de maladies. Les chercheurs évaluant des personnes itinérantes atteintes d'une maladie mentale devraient envisager d'utiliser des sources de données variées pour estimer la prévalence d'une maladie et l'utilisation des services de soins de santé.

Mots-clés : santé mentale, méthodes épidémiologiques, utilisation des services de soins de santé, dossiers médicaux administratifs, itinérance

Rattachement des auteurs :

3. Département des sciences de la santé communautaire, Université du Manitoba, Winnipeg (Manitoba), Canada
4. Institut des études urbaines, Université de Winnipeg, Winnipeg (Manitoba), Canada
5. Centre d'élaboration de la politique des soins de santé du Manitoba, Université du Manitoba, Winnipeg (Manitoba), Canada

Correspondance : Aynslie Hinds; courriel : umhinds@cc.umanitoba.ca

Modélisation des coûts des épisodes de soins dans les cas d'exacerbation de la maladie pulmonaire obstructive chronique

J. P. Kuwornu, M. Sc. (6); L. M. Lix, Ph. D. (6, 7); J. M. Quail, Ph. D. (6, 7); E. Wang, M. Sc. (7); M. Osman, M.A. (7)

Introduction : Un épisode de soins (EdS) est un ensemble de services de soins de santé associés à une maladie aiguë ou chronique. Les EdS sont utilisés pour évaluer les variations de coûts et d'utilisation de différentes stratégies thérapeutiques. Les modèles prédictifs de l'utilisation et des coûts peuvent être utilisés pour déterminer quelles stratégies thérapeutiques donneront les résultats optimaux. Cependant, une difficulté importante dans l'élaboration de prédictions valides et précises est le choix d'un modèle statistique approprié.

Objectif : Comparer différents modèles statistiques pour prédire les coûts des EdS dans les cas d'exacerbation de la maladie pulmonaire obstructive chronique (MPOC).

Méthodologie : Les données de l'étude incluaient les congés de l'hôpital, les demandes de remboursement des médecins, les dossiers relatifs aux médicaments fournis sur ordonnance et les registres de population de la Saskatchewan. La cohorte de l'étude était constituée de personnes de 35 ans et plus ayant reçu un diagnostic de MPOC selon les demandes de remboursement des hôpitaux ou des médecins. Nous avons repéré les EdS amorcés par une hospitalisation pour un diagnostic principal de MPOC de 2000-2001 à 2009-2010, et calculé les coûts totaux pour l'hospitalisation, les médecins et les médicaments pour chaque EdS, avec ajustement en fonction de l'inflation. Nous avons comparé le modèle marginal pour l'équation d'estimation généralisée (EEG) et des modèles à effets aléatoires à une distribution binomiale gamma ou négative pour le coût moyen d'EdS et au modèle de régression quantile pour les coûts médians d'EdS. Les covariables incluaient les variables personnelles, socioéconomiques et pathologiques.

Résultats : Nous avons repéré dans la cohorte de l'étude (n = 41 848) 20 999 EdS amorcés par une hospitalisation en raison d'une exacerbation de MPOC. L'âge moyen des sujets atteints de MPOC était de 71 ans (écart-type [É.-T.] : 12) et le pourcentage de sujets de sexe masculin était de 53 %. La courbe des coûts totaux était très asymétrique. Le coût médian total était de 4 506 $, alors que le coût moyen était de 7 968 $ (É.-T. : 13 354 $). La valeur médiane était plus élevée lors des épisodes (n = 2 400) au cours desquels le patient est décédé (8 380 $) qu'au cours des épisodes où le patient a survécu (n = 18 599; 4 400 $). Le modèle à effets aléatoires et le modèle EEG ne correspondaient pas à la distribution gamma. Le modèle de distribution binomiale négative correspondait bien aux données de la somme des carrés des écarts. Toutes les covariables de ce modèle étaient statistiquement significatives, à l'exception du sexe (p = 0,8179) et de l'âge (p = 0,0610). Le modèle de régression quantile correspondait également; seul le score de comorbidité de Charlson n'était pas statistiquement significatif (p = 0,5791).

Conclusion : Le modèle de régression quantile et le modèle marginal avec une distribution binomiale négative semblent être des méthodes valides étant donné le faible pourcentage de sujets associés à des coûts d'EdS élevés en raison d'une MPOC. Les modèles ont donné divers résultats relativement à l'importance des covariables. Le choix de modèles influence les caractéristiques des patients associées aux coûts des soins de santé et aux démarches thérapeutiques, et peut mener à différentes conclusions concernant les stratégies thérapeutiques optimales chez les patients atteints de MPOC.

Mots-clés : analyse longitudinale, méthodes épidémiologiques, épidémiologie des maladies respiratoires

Rattachement des auteurs :

6. École de santé publique, Université de la Saskatchewan, Saskatoon (Saskatchewan), Canada
7. Conseil sur la qualité des soins de santé, Saskatoon (Saskatchewan), Canada

Correspondance : John Paul Kuwornu; courriel : paul.kuwornu@usask.ca

Caractéristiques associées à une douleur accrue et à une récupération fonctionnelle réduite trois à cinq ans après une arthroplastie totale du genou

J. E. Mollins, M. Sc. (8); C. A. Jones, Ph. D. (9, 10); M. Clark, M.D. (11); L. Beaupré, Ph. D. (9, 10)

Introduction : La fréquence des arthroplasties totales du genou (ATG) pratiquées au Canada s'accroît de façon constante; pourtant, de 9 % à 19 % des patients ayant subi une ATG bénéficient d'une amélioration légère ou nulle quant au fonctionnement physique et à l'atténuation de la douleur après l'intervention. Il n'existe pas de consensus concernant les facteurs associés à ces résultats insatisfaisants. La détermination des caractéristiques des patients associées à une douleur accrue et à un état fonctionnel négatif après l'intervention pourrait aider à cibler les patients moins susceptibles de bénéficier de cette intervention chirurgicale. Si ces facteurs sont modifiables, ils pourraient être corrigés avant l'ATG en vue d'améliorer les résultats postopératoires. S'ils ne sont pas modifiables, les patients purraient être informés pour que leurs attentes postopératoires soient réalistes.

Objectif : Déterminer les caractéristiques des patients, modifiables ou non, susceptibles d'être associées à de faibles indices WOMAC (Western Ontario McMaster Osteoarthritis Index) relativement à la douleur et à la fonction physique, trois à cinq ans après une ATG.

Méthodologie : Il s'agit d'une analyse secondaire des données de l'Alberta Arthroplasty Study, un vaste essai clinique randomisé. Nous avons effectué des analyses descriptives de base et comparé les indices initiaux des patients qui répondaient au traitement et de ceux qui n'y répondaient pas, ainsi qu'une analyse de régression linéaire univariée pour les variables indépendantes : âge, sexe, distribution dans les groupes, indice de masse corporelle (IMC), catégories de comorbidités (2 maladies et moins et 3 maladies et plus), présence de dorsalgie, état relatif au diabète, présence d'une pneumopathie, tabagisme, résultats initiaux au questionnaire SF-36 (Medical Outcomes Study 36-item Short Form) sur la santé mentale, indices initiaux WOMAC relatifs au fonctionnement physique et indices initiaux WOMAC relatifs à la douleur. Cette étape initiale d'élaboration de modèle a été effectuée deux fois : une fois avec les indices WOMAC relatifs à la douleur et une fois avec les indices WOMAC relatifs à l'état fonctionnel comme variable dépendante. Une analyse de régression multivariée a ensuite été élaborée à l'aide de méthodes de sélection intentionnelle. La stabilité finale du modèle a été évaluée à l'aide de programmes de régression multiple ascendante et de régression multiple descendante pour déterminer la concordance entre les variables significatives. Les facteurs d'augmentation de la variance ont été calculés pour tester la colinéarité.

Résultats : En tout, 388 patients ont accepté de poursuivre l'évaluation de 3 à 5 années après l'ATG. Nous avons observé des améliorations significatives des indices WOMAC relatifs à la douleur et à l'état fonctionnel. Dans les analyses multivariées, un âge plus avancé, la présence de dorsalgie et l'embonpoint ou l'obésité étaient des indices d'un degré plus élevé de douleur et d'un état fonctionnel moindre. De meilleurs indices WOMAC relatifs à la douleur et de meilleurs indices SF-36 relatifs à la santé mentale avant l'intervention ont été associés à de meilleurs résultats quant à la douleur après l'ATG. De meilleurs indices WOMAC relatifs à l'état fonctionnel et de meilleurs SH-36 relatifs à la santé mentale avant l'intervention étaient prédictifs de meilleurs résultats fonctionnels après l'ATG. Les coefficients de détermination (R^2) étaient de 0,15 pour le modèle de la douleur et de 0,19 pour le modèle de l'état fonctionnel.

Conclusion : Un âge plus avancé était associé à de moins bons résultats relativement à la douleur plusieurs années après l'ATG; cependant, des patients âgés ont présenté des améliorations quant à la douleur similaires à celles observées chez de jeunes sujets. Par conséquent, un âge avancé ne devrait pas être un facteur limitatif lorsqu'on évalue des candidats à une ATG. Un IMC plus élevé était aussi un facteur prédictif important de la douleur et de l'état fonctionnel à long terme. Les interventions pour prendre en charge l'IMC et la dorsalgie devraient être envisagées avant l'intervention afin d'améliorer au maximum les résultats de l'ATG. On devrait pouvoir réviser les attentes des patients concernant les résultats de l'ATG en se fondant sur ces facteurs de risque ciblés. Les faibles valeurs R^2 indiquent une capacité limitée du modèle à prédire les résultats 3 à 5 ans après l'intervention chirurgicale. Une recherche plus poussée pourrait inclure d'autres variables psychosociales dans les modèles fondés sur les interventions médicales lors de l'évaluation des résultats de l'ATG.

Mots-clés : épidémiologie clinique, analyse longitudinale, vieillissement

Rattachement des auteurs :

8. Faculté de la médecine de réadaptation, Université de l'Alberta, Edmonton (Alberta), Canada
9. Département de physiothérapie, Université de l'Alberta, Edmonton (Alberta), Canada
10. Alberta Innovates – Health Solutions, Edmonton (Alberta), Canada
11. Département de chirurgie, Université de l'Alberta, Edmonton (Alberta), Canada

Correspondance : Juliana Mollins; courriel : mollins@ualberta.ca

Mesures de l'importance relative des variables pour les données non normales : application aux résultats déclarés par les patients à propos de leur qualité de vie liée à la santé

T. T. Sajobi, Ph. D. (12); B. M. Dansu, Ph. D. (12); L. M. Lix, Ph. D. (12)

Introduction : Les mesures de la qualité de vie liée à la santé (QdVLS) sont largement utilisées dans les essais cliniques pour évaluer l'efficacité de nouveaux traitements sur les plans physique, psychologique et social. Des mesures de l'importance des variables dérivées de l'analyse discriminante descriptive (ADD) et des méthodes d'analyse de la variance de plusieurs variables (MANOVA) ont été élaborées en vue d'évaluer l'importance du domaine pour les données de la QdVLS recueillies à un moment donné. Elles incluent les coefficients standardisés de la fonction discriminante, les coefficients du ratio discriminant et les F d'exclusion [F-to-remove]. Cependant, ces mesures peuvent donner un classement par ordre de grandeur incohérent des données sur la QdVLS caractérisées par des distributions non normales.

Objectif : Élaborer et mettre en pratique des mesures de l'importance relative dérivées des méthodes ADD et MANOVA qui soient fondées sur les moyennes tronquées et les covariables de Winsor pour évaluer l'importance d'un domaine dans les données multivariées non normales.

Méthodologie : Des méthodes ADD et MANOVA non sensibles (c.-à-d. robustes) aux écarts par rapport à l'hypothèse de normalité multivariée ont été élaborées en remplaçant les estimations de la moyenne par les moindres carrés par des moyennes tronquées, et les covariables par des covariables de Winsor. Les mesures de l'importance des variables dérivées des coefficients de ces méthodes ADD et MANOVA robustes ont été utilisées pour classer par ordre d'importance les variables pour les données multivariées non normales. Les mesures de l'importance des variables fondées sur les moindres carrés et les estimateurs robustes ont été illustrées à l'aide des données de l'étude en cours Manitoba Inflammatory Bowel Disease Cohort, une étude de cohorte longitudinale visant à évaluer les facteurs psychosociaux prédictifs des problèmes de santé. Nous avons comparé les participants de cette étude ayant déclaré une maladie évolutive (n = 265) ou non évolutive (n = 116) en utilisant les quatre domaines du questionnaire sur les maladies inflammatoires de l'intestin (IBDQ, Inflammatory Bowel Disease Questionnaire) et les huit domaines du questionnaire SF-36 (Medical Outcomes Study 36-item Short Form), ce dernier évaluant les aspects physique et mental de la santé et du bien-être des participants.

Résultats : Lorsque nous avons utilisé les mesures de l'importance relative fondée sur les estimateurs des moindres carrés pour évaluer l'importance des domaines, les domaines des symptômes intestinaux dans l'IBDQ et les domaines de la santé en général dans le SF-36 ont été déterminés comme étant les domaines les plus importants. Ce sont les domaines émotionnels dans l'IBDQ et les domaines de la santé en général dans le SF-36 qui ont été déterminés comme étant les domaines les plus importants pour distinguer les deux groupes (maladie évolutive et maladie non évolutive) lorsque les mesures de l'importance des variables fondées sur les moyennes tronquées et les covariables de Winsor ont été utilisées. Le classement par ordre d'importance des domaines restants a varié selon les mesures de l'importance des variables et les méthodes d'estimation.

Conclusion : Ces mesures de l'importance relative peuvent être utilisées pour choisir un sous-groupe restreint de domaines qui distinguent le mieux les groupes d'après les données non normales sur la QdVLS. Une recherche additionnelle est nécessaire en vue d'étudier les propriétés de ces mesures dans différentes conditions d'analyse de données.

Mots-clés : biostatistique, population, santé publique

Rattachement des auteurs :

12. École de la santé publique, Université de la Saskatchewan, Saskatoon (Saskatchewan)

Correspondance : Tolulope Sajobi; courriel : tbs229@mail.usask.ca

Utilisation des soins de santé féminine par les femmes infectées par le VIH recevant un traitement antirétroviral en Colombie-Britannique*

X. Wang, M.H.P. (13); K. A. Salters, M.H.P. (14); H. Wang, M. Sc. (14); W. Zhang, M. Sc. (14); N. Pick, M.D. (15, 16); J. S. Montaner, M.D. (14, 15); R. S. Hogg, Ph. D. (13, 14); A. Kaida, Ph.D. (13)

*Ce résumé se trouve dans une version complète de l'article avec la citation suivante : Wang X, Salters KA, Zhang W, McCandless L, Money D, Pick N, Montaner JSG, Hogg RS, Kaida A. Women's Health Care Utilization among Harder-to-Reach HIV-Infected Women ever on Antiretroviral Therapy in British Columbia. AIDS Research and Treatment. 2012; doi:10.1155/2012/560361

Introduction : Les femmes représentent plus de 50 % des personnes infectées par le VIH (VIH+) à l'échelle mondiale et environ 22 % à l'échelle nationale. L'existence d'expériences uniques à ces femmes VIH+ est bien établie : comparativement aux femmes non infectées par le VIH, les femmes VIH+ sont plus susceptibles de présenter des troubles gynécologiques et des problèmes liés à la ménopause, telle l'ostéoporose. Cependant, plusieurs études ont suggéré que les soins de santé féminine étaient sous-utilisés par les femmes VIH+ même s'il a été démontré que l'utilisation appropriée de ce type de soins réduisait le fardeau des maladies liées à l'infection par le VIH.

Objectif : Estimer la fréquence et les covariables de l'utilisation des soins de santé féminine par les femmes VIH+ ayant reçu un traitement antirétroviral (TAR) en Colombie-Britannique (C.-B.).

Méthodologie : L'étude longitudinale LISA (Longitudinal Investigations of Supportive and Ancillary Health Services) regroupe des personnes infectées par le VIH ayant reçu un TAR dans différentes cliniques en C.-B. Les données de l'enquête transversale sur les facteurs sociodémographiques, l'utilisation des services de soutien et la qualité de vie ont été couplées aux données cliniques longitudinales sur le VIH disponibles par l'intermédiaire du programme provincial Drug Treatment Program. Aux fins de cette analyse, l'inclusion des données a été limitée aux données des sujets de l'étude LISA identifiés comme étant de sexe féminin. Le paramètre évalué était l'utilisation actuelle des soins de santé féminine. Les réponses dichotomiques (oui ou non) étaient fondées sur les réponses à la question de l'enquête LISA : « J'ai un médecin que je vois régulièrement pour des soins de santé féminine ». Les covariables indépendantes incluaient des caractéristiques personnelles (âge, origine ethnique, autorité sanitaire, résidence en milieu rural ou urbain, état matrimonial), des variables sociodémographiques (scolarité, emploi, revenu, stabilité de résidence, sécurité alimentaire), des variables psychosociales (stigmatisation, perception de problèmes ou de cohésion avec le voisinage, qualité de vie), des variables relatives à l'abus de substances (alcool, drogue illicite, drogue injectable), des variables relatives à la santé sexuelle (activité sexuelle, utilisation de préservatifs, antécédents de commerce du sexe, intention de grossesse, nombre d'accouchements, antécédents d'infections transmissibles sexuellement, résultat anormal au test Pap dans les 6 derniers mois), des variables relatives à la santé mentale (symptômes de dépression) et des variables cliniques relatives au VIH (TAR, nombre de cellules CD4+, charge virale plasmatique, suppression virale, durée de l'immunodépression). Des analyses bidimensionnelles et des analyses de régression logistique multidimensionnelles ont été effectuées en vue de déterminer les facteurs associés à l'utilisation des soins de santé féminine.

Résultats : Parmi les 231 participantes, 77 % recevaient régulièrement des soins de santé féminine. L'âge médian était de 41 ans, 49 % étaient d'origine autochtone, 72 % avaient un revenu annuel inférieur à 15 000 $, 62 % avaient une résidence stable et 23 % avaient une sécurité alimentaire. Dans le cadre de l'analyse multidimensionnelle, les facteurs associés à l'utilisation de soins de santé féminine englobaient les suivants : vivre à l'extérieur du territoire de l'autorité sanitaire de l'Île de Vancouver (rapport de cotes [RC] = 0,12; intervalle de confiance [IC] à 95 % : 0,04 à 0,37), ne pas consommer de drogues illicites (RC : 0,42; IC à 95 % : 0,19 à 0,92), avoir un revenu annuel plus élevé (RC : 6,73; IC à 95 % : 1,85 à 24,54) et avoir une grande confiance en le fournisseur de soins de santé (échelle QdV) (RC : 1,03; IC à 95 % : 1,00 à 0,05).

Conclusion : Malgré la fréquence relativement élevée de l'utilisation des soins de santé féminine par les femmes VIH+ recevant un TAR en C.-B., il existe toujours une lacune dans les services de soins de santé sur les plans géographique et social. Pour intégrer efficacement les soins de santé féminine dans le cadre des soins systématiques aux personnes VIH+,

Rattachement des auteurs :

13. Faculté des sciences de la santé, Université Simon Fraser, Burnaby (Colombie-Britannique), Canada
14. Centre d'excellence sur le VIH/sida de la Colombie-Britannique, Vancouver (Colombie-Britannique), Canada
15. Faculté de médecine, Université de la Colombie-Britannique, Vancouver (Colombie-Britannique), Canada
16. Oak Tree Clinic, BC Women's Hospital and Health Centre, Vancouver (Colombie-Britannique), Canada

Correspondance : Xuelo Wang; courriel : wangxlh@gmail.com

on doit adapter les programmes et les services aux besoins des femmes en répondant aux déterminants sociaux et structurels relatifs à leur santé.

Mots-clés : épidémiologie sociale et comportementale, santé des femmes, recherche sur les services de santé

Remerciements à nos évaluateurs de 2012

Nous tenons à remercier les personnes suivantes pour leur contribution inestimable en tant qu'évaluateurs pour la revue *Maladies chroniques et blessures au Canada* en 2012. Leur expertise contribue grandement à la qualité de notre revue et à la diffusion des nouvelles connaissances auprès de la communauté scientifique, au Canada comme à l'échelle internationale.

Rebecca Armstrong
Laurent Azoulay
Shelina Babul
Claude Bégin
Claudia Blais
Robert Brison
Mariana Brussoni
Stephanie Burrows
Leslie Campbell
Mary Chipman
Rachel Colley
Sarah Connor Gorber
Michael Cusimano
Fernando De Maio
Jessica Dennis
Helen Edwards
Tewodros Eguale
Mariam El-Zein
Marie-Pierre Gagnon
Alain Gauthier
Julie Green
Philip Groff
Marguerite Guiguet
Ken Johnson
Marie-Jeanne Kergoat
Kyungsu Kim
Malcolm King
Lucie Laflamme
Rachel Lane
Kristian Larsen
Bernard-Simon Leclerc
Gilles Légaré
Bing Li
Lisa Lix
Alice Lytwyn
Alison Macpherson
Ruth Martin-Misener
Ian McDowell
Steven McFaull
Elizabeth McGregor
Larry McKeown
Leia Minaker
Joel Monárrez-Espino
Lisa Oliver
Sai Yi Pan
Louise Parker
Jennifer Payne
William Pickett
Karen Poon
Virginia Powell
Bob Prosser
Brian Rowe
Conor Sheridan
Richard Stanwick
Gerold Stucki
Eva Suarthana
Katherine Teng
Wendy Thompson
Bliss Tracy
Jean-Pierre Villeneuve
Michelle Vine
Kathryn Wilkins
Katrina Zanetti

MCBC : Information à l'intention des auteurs

Maladies chroniques et blessures au Canada (MCBC) est une revue scientifique trimestrielle dont les articles de fond sont soumis à un examen par les pairs. La revue s'intéresse particulièrement à la prévention et la lutte contre les maladies non transmissibles et les traumatismes au Canada. Ce champ d'intérêt peut englober les recherches effectuées dans des domaines tels que l'épidémiologie, la santé publique ou communautaire, la biostatistique, les sciences du comportement, et l'économie ou les services de la santé. La revue s'efforce de stimuler la communication au sujet des maladies chroniques et des traumatismes entre les professionnels en santé publique, les épidémiologistes et chercheurs, et les personnes qui participent à la planification de politiques en matière de santé et à l'éducation à la santé. Le choix des articles repose sur les critères suivants : valeur scientifique, pertinence sur le plan de la santé publique, clarté, concision et exactitude technique. Bien que MCBC soit une publication de l'Agence de la santé publique du Canada, nous acceptons des articles d'auteurs des secteurs public et privé. Les auteurs demeurent responsables du contenu de leurs articles, et les opinions exprimées ne sont pas forcément celles du Comité de rédaction de MCBC ni celles de l'Agence de la santé publique du Canada.

Types d'articles

Article de fond (soumis à une évaluation par les pairs) : Le corps du texte ne doit pas comporter plus de 4 000 mots (sans compter le résumé, les tableaux, les figures et la liste de références). Il peut s'agir de travaux de recherche originaux, de rapports de surveillance, de méta-analyses ou de documents de méthodologie.

Rapport de situation : Description des programmes, des études ou des systèmes d'information ayant trait à la santé publique canadienne (maximum de 3 000 mots). Sans résumé.

Rapport de conférence/d'atelier : Résumés d'événements d'envergure récents ayant des liens avec la santé publique nationale (ne doit pas dépasser 1 200 mots). Sans résumé.

Forum pancanadien : Les auteurs peuvent partager de l'information portant sur les résultats de surveillance, des programmes en cours d'élaboration ou des initiatives liées à la politique en matière de santé publique, tant au niveau national que régional (maximum de 3 000 mots). Sans résumé.

Lettre au rédacteur : L'on envisage la publication d'observations au sujet d'articles récemment parus dans MCBC (maximum 500 mots). Sans résumé.

Recension de livres/logiciels : La rédaction les sollicitent d'habitude (500–1 300 mots), mais les propositions sont appréciées. Sans résumé.

Présentation des manuscrits

Les manuscrits doivent être adressés à la gestion de la rédaction, *Maladies chroniques et blessures au Canada*, Agence de santé publique du Canada, 785, avenue Carling, Indice de l'adresse : 6806B, Ottawa (Ontario) K1A 0K9, courriel : cdic.mcbc@phac-aspc.gc.ca.

Maladies chroniques et blessures au Canada suit en général (à l'exception de la section sur les illustrations) les « **Exigences uniformes pour les manuscrits présentés aux revues biomédicales** », approuvées par le Comité international des rédacteurs de revues médicales. Pour plus de précisions, les auteurs sont priés de consulter ce document avant de soumettre un manuscrit à MCBC (voir < **www.icmje.org** >).

Liste de vérification pour la présentation des manuscrits

Lettre d'accompagnement : Signée par tous les auteurs, elle doit indiquer que tous les auteurs ont pris connaissance de la version finale du document, l'ont approuvée et ont satisfait aux critères applicables à la paternité de l'œuvre figurant dans les Exigences uniformes et elle doit également comporter un énoncé en bonne et due forme faisant état de toute publication (ou soumission pour publication) antérieure ou supplémentaire.

Première page titre : Titre concis avec les noms complets de tous les auteurs avec leur affiliation, le nom de l'auteur chargé de la correspondance, son adresse postale et son adresse de courrier électronique, son numéro de téléphone et son numéro de télécopieur. Le dénombrement des mots du texte et du résumé se font séparément.

Deuxième page titre : Titre seulement et début de la numérotation des pages.

Résumé : Non structuré (un paragraphe, pas de titres), moins de 175 mots (maximum de 100 s'il s'agit d'un article court) suivi de trois à huit mots clés, de préférence choisis parmi les mots clés MeSH (Medical Subject Headings) de l'Index Medicus.

Remerciements : Mentionnez toute aide matérielle ou financière dans les remerciements. Si des remerciements sont faits à une personne pour une contribution scientifique majeure, les auteurs doivent mentionner dans la lettre d'accompagnement qu'ils en ont obtenu la permission écrite.

Références : Les références devraient être conformes au « code de style de Vancouver » (consultez un numéro récent de MCBC à titre d'exemple), numérotées à la suite, dans l'ordre où elles apparaissent pour la première fois dans le texte, les tableaux ou les figures (avec des chiffres en exposants ou entre parenthèses); mentionnez jusqu'à six auteurs (les trois premiers et « et collab. » s'il y en a plus) et enlevez toute fonction automatique de numérotation des références employée dans le traitement de texte. Toute observation/donnée inédite ou communication personnelle citée en référence (à éviter) devrait être intégrée au texte, entre parenthèses. Il incombe aux auteurs d'obtenir l'autorisation requise et de veiller à l'exactitude de leurs références.

Tableaux et figures : Seules les graphiques vectorisés sont acceptables. Mettez les tableaux et les figures sur des pages distinctes et dans un (des) fichier(s) différent(s) de celui du texte (ne les intégrez pas dans le corps du texte). Ils doivent être aussi explicites et succincts que possible et ne pas être trop nombreux. Numérotez les dans l'ordre de leur apparition dans le texte, et mettez les renseignements complémentaires comme notes au bas du tableau, identifiées par des lettres minuscules en exposants, selon l'ordre alphabétique. Présentez les figures sous forme de graphiques, diagrammes ou modèles (pas d'images), précisez le logiciel utilisé et fournissez les titres et les notes de bas de page sur une page séparée.

Nombre de copies : Par courrier – une version complète avec tableaux et figures; une copie de tout matériel connexe, et une copie du manuscrit sur disquette ou disque compact. Par courriel – au cdic.mcbc@phac-aspc.gc.ca et lettre d'accompagnement par télécopieur ou courrier à l'adresse indiquée à la couverture avant intérieure.